



**UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA
“JÚLIO DE MESQUITA FILHO”
Faculdade de Ciências e Letras
Campus de Araraquara – SP
Departamento de Economia**

GLÓRIA BOLANI PORTEIRO

A large, abstract graphic in the background of the title section. It consists of a light blue, semi-transparent geometric shape, possibly a stylized dome or a cluster of triangles, with white lines forming a network of intersecting planes or facets.

**O REGIME DE METAS INFLACIONÁRIAS E SUA
ADEQUAÇÃO À ECONOMIA BRASILEIRA**

ARARAQUARA - SP

2011

GLÓRIA BOLANI PORTEIRO

**O REGIME DE METAS INFLACIONÁRIAS E SUA
ADEQUAÇÃO À ECONOMIA BRASILEIRA**

Monografia apresentada ao departamento de Economia da Faculdade de Ciências e Letras – UNESP/ Araraquara como parte dos requisitos para obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. André Luiz Corrêa

Banca Examinadora: Profa. Dra. Cláudia Heller

ARARAQUARA – SP

2011

Agradecimentos

Os quatro anos que cursei Ciências Econômicas na UNESP – campus de Araraquara consistiram de muito esforço, determinação, dedicação e aprendizados, os quais culminaram nesta monografia, representação do fim de um ciclo de grande importância em minha vida. Não o teria conseguido, contudo, não fosse por algumas pessoas que cruzaram meu caminho, a quem devo minha gratidão.

Agradeço, primeiramente, a Deus por me ter dado a oportunidade de cursar Ciências Econômicas em uma universidade pública de excelente qualidade. Em segundo lugar, a meus pais Vera Lúcia Bolani Porteiro e Dimas Aparecido Porteiro por todo o apoio que recebi, especialmente nos momentos mais difíceis que enfrentei não apenas nesses quatro anos, mas em toda minha vida.

Ao meu orientador, André Luiz Corrêa, sem o qual teria sido impossível a conclusão deste trabalho, uma vez que me forneceu ideias de grande valia e todo o suporte para que eu pudesse conduzir os testes econométricos requeridos. Obrigada por todos os elogios que me motivaram a continuar, por todas as críticas que me fizeram querer fazer melhor e por sempre ter acreditado em minha capacidade.

Aos amigos que fiz na turma XXVI que sempre estiveram ao meu lado, em especial a Carlos Alberto Penha Filho pelas horas de estudo, resolvendo listas de exercício de matemática, estatística e discutindo autores e, pelas palavras de conforto e motivação, sem as quais teria sido mais difícil continuar.

À Juliana Busnardi e Érica Borges pelas horas a fio de conversas e conselhos, pelos momentos de lazer, enfim por sempre estarem comigo. Vocês foram meus presentes de graduação e me ajudaram a tornar-me a pessoa que sou. Espero levar nossa amizade por toda a vida.

Enfim, agradeço a todos que contribuíram direta ou indiretamente para a conclusão desta etapa.

Resumo

O Regime de Metas de Inflação foi adotado no Brasil em 1999 e tem como objetivo principal manter o nível de preços em determinado intervalo estabelecido pelo governo. Para tanto, o Banco Central lança mão de variações na taxa de juros, a qual faz com que o custo do crédito encareça, reduzindo a demanda e os investimentos e, concomitantemente, a inflação. Tendo em vista que o país historicamente está sujeito à vulnerabilidade nas contas externas, eventuais instabilidades cambiais podem se propagar rapidamente para a inflação e o mecanismo de metas de inflação pode mostrar-se pouco eficaz. A fim de avaliar a adequação do referido regime, propõe-se uma análise econométrica das principais variáveis relacionadas, em especial do índice de preços que é utilizado como parâmetro para o cálculo da inflação, o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

Palavras-chave: Regime de Metas de Inflação, Índices de Preços, Taxa de Câmbio.

Abstract

The Inflation Targeting Regime was adopted in Brazil in 1999 and it aims at maintaining the price level in the interval set by the government. For such reason, the Central Bank makes use of variations in the interest rate, which causes the cost of the credit to be more expensive, reducing the investments, the jobs and, concomitantly, the inflation. Being aware that the country is subject to sudden reversals of the international capital flows which results in exchange rate and price instability, an econometric analysis of the adequation of the targeting regime to the Brazilian economy, especially concerned with the index price that is used as the parameter for the inflation calculus, is proposed.

Key Words: Inflation Targeting Regime, Price Indexes, Exchange Rate.

Lista de Gráficos

Gráfico 1 - Resposta do IPCA a um choque na taxa de câmbio.....	p.31
Gráfico 2 - Resposta do IGP-M a um choque na taxa de câmbio.....	p.32
Gráfico 3 - Resposta do IPCA a um choque na taxa de juros.....	p.33
Gráfico 4 - Resposta do hiato do produto a um choque na taxa de juros.....	p.34
Gráfico 5 - Resposta do Núcleo da Inflação a um choque na taxa de juros.....	p.35
Gráfico 6 – Correlograma do IPCA.....	p.40
Gráfico 7 – Correlograma dos Resíduos do Modelo AR(1) para IPCA.....	p.41
Gráfico 8 – Correlograma dos Resíduos do Modelo ARMA(1,1) para IPCA.....	p.41
Gráfico 9 - Correlograma do Núcleo da Inflação (IPCA).....	p.43
Gráfico 10 - Correlograma dos Resíduos do Modelo AR(1) para Núcleo da Inflação.....	p.45
Gráfico 11 - Correlograma dos Resíduos do Modelo ARMA(1,1) para Núcleo da Inflação.....	p.45

Lista de Tabelas

Tabela 1 – Resultados do Teste ADF Aumentado.....	p.22
Tabela 2 – Resultados de Co-integração de Eagle-Granger.....	p.24
Tabela 3 – Resultados dos Testes de Causalidade de Granger.....	p.27
Tabela 4 – Identificação do Modelo Adequado.....	p.40
Tabela 5 – Resultados do Modelo AR(1) para IPCA.....	p.41
Tabela 6 – Resultados do Modelo ARMA(1,1) para IPCA.....	p.41
Tabela 7 – Resultados do Modelo AR(1) para Núcleo da Inflação.....	p.43
Tabela 8 – Resultados do Modelo ARMA (1,1) para Núcleo da Inflação.....	p.43

Sumário

	Introdução.....	p.10
1 -	Contextualização e Fundamentação Teórica: Antecedentes do Regime de Metas de Inflação no Brasil.....	p.12
1.1 -	A Fundamentação Teórica do Plano Real.....	p.12
1.1.2 -	O fim da Âncora Cambial.....	p.13
1.2 -	O Regime de Metas de Inflação e sua Fundamentação Teórica.....	p.14
1.2.1 -	Limitações dos países em desenvolvimento para o cumprimento das Metas de Inflação.....	p. 16
1.2.2 -	O Regime de Metas de Inflação e o IPCA.....	p.17
2 -	Implementação do Modelo Econométrico e análise dos resultados.....	p.20
2.1 -	Descrição das Variáveis.....	p.20
2.1.1 -	Teste de Estacionariedade Dickey-Fuller.....	p.21
2.1.2 -	Teste de Co-integração.....	p.23
2.1.3 -	Teste de Causalidade de Granger.....	p.25
2.1.4 -	Modelo VAR: Funções impulso-resposta.....	p.30
2.1.4.1 -	Análise do IPCA.....	p.30
3 -	Análise da Volatilidade dos Índices de Preços.....	p.37
3.1-	Metologia ARIMA.....	p.37
3.1.1-	Possíveis Modelos dentro da Metologia ARIMA.....	p.38
3.1.1.2-	Modelo Autorregressivo (AR).....	p.38
3.1.1.3	Modelo de Médias Móveis (MA).....	p.38
3.1.1.4	Modelo Autorregressivo de Médias Móveis (ARMA).....	p.39
3.1.1.5	Modelos Integrados Autorregressivos de Médias Móveis.....	p.39
3.2	Aplicação da Metologia ARIMA para o IPCA.....	p.39
3.2.1	Estimação dos Modelos AR(1) E ARMA (1,1) para IPCA.....	p.41
3.2.2	Análise dos Resultados.....	p.42
3.3	Aplicação da Metologia ARIMA para o Núcleo da Inflação Medido pelo IPCA.....	p.42
3.3.1	Estimação dos Modelos AR(1) E ARMA (1,1) para Núcleo da Inflação (IPCA).....	p.44
3.3.2	Análise dos Resultados.....	p.46

3.4	Teste de Volatilidade.....	p.46
3.4.1	Volatilidade do IPCA.....	p.47
3.4.2	Volatilidade do Núcleo da Inflação (IPCA).....	p.47
	Conclusão.....	p.48
	Bibliografia.....	p.49

Introdução

O combate à inflação marca a história recente da economia brasileira. Com o sucesso das políticas de estabilização de preços implementadas no Brasil a partir do Plano Real foi possível encerrar um dramático processo inflacionário vivenciado desde o início dos anos 1980¹. Entre os pilares do plano de estabilização adotados em 1994, destacaram-se as políticas de internacionalização e abertura da economia, em conjunto com a adoção da âncora cambial como parte do mecanismo de controle dos preços. A âncora cambial vigorou até 1999 e manteve o real sobrevalorizado em relação ao dólar, fazendo com que uma parcela substancial da demanda se deslocasse para produtos importados, restringindo, deste modo, a formação de preços da produção doméstica. Houve, portanto, sucesso no combate à inflação por meio das metas cambiais. Contudo, o impacto negativo sobre as contas externas e a incapacidade do Banco Central de sustentar o déficit, posto que as divisas internacionais seriam exauridas rapidamente, fez com que o regime de metas inflacionárias entrasse em vigor.

Com a crise cambial vivenciada no início de 1999, foi necessário substituir a âncora da taxa de câmbio por outro instrumento capaz de coordenar as expectativas dos agentes, de acordo com as concepções teóricas dos responsáveis pela condução da política econômica à época. Optou-se à época pelo Regime de Metas de Inflação, que em linhas gerais, prevê o anúncio de uma meta de médio prazo para a inflação, proposta pelo Ministro da Fazenda e estabelecida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN)². O Comitê de Política Monetária (Copom) do Banco Central do Brasil tem que atingir a meta estabelecida e para tal, lança mão de variações na taxa de juros de curto prazo – a taxa Selic (taxa de juros de empréstimos interbancários).

Em caso de descumprimento das metas, o presidente do Banco Central deve escrever uma carta aberta ao ministro da fazenda explicando as razões do insucesso e as medidas a serem tomadas para trazer a inflação ao intervalo estabelecido. Por fim, visando a transparência da política utilizada e dos resultados alcançados, criar-se-ia uma publicação trimestral com o nome de Relatório Trimestral de Inflação, elaborado pelo Banco Central.

¹ Para uma descrição do período anterior ao plano Real ver Modenesi (2005). Para detalhes sobre a implementação do Plano Real ver também Franco (1995).

² O Conselho Monetário Nacional (CMN) é o órgão deliberativo máximo do Sistema Financeiro Nacional. Ao CMN compete: estabelecer as diretrizes gerais das políticas monetária, cambial e creditícia; regular as condições de constituição, funcionamento e fiscalização das instituições financeiras e disciplinares os instrumentos de política monetária e cambial. O CMN é constituído pelo Ministro de Estado da Fazenda (Presidente), pelo Ministro de Estado do Planejamento e Orçamento e pelo Presidente do Banco Central do Brasil (Bacen).

Os críticos do regime argumentam que o instrumento utilizado tem como contrapartida elevados custos sociais em termos de impactos sobre a demanda e o nível de emprego. Tais custos sociais advindos da implementação do regime de metas inflacionárias se apresentam de forma rígida de acordo com as fragilidades que historicamente caracterizam a economia brasileira, de modo que a operação do regime recorrentemente induz a elevações da taxa de juros para conter o aumento de preços que resultam em “... sérias restrições ao crescimento econômico, visto que o custo do crédito encarece” (Arestis, Paula e Ferrari Filho, 2009 p.17) e em aumento da dívida pública, cuja constituição é de principalmente títulos públicos indexados à taxa Selic.

A partir disso, propõe-se uma abordagem da experiência do regime de metas inflacionárias em vigor no país desde 1999 de uma perspectiva que aponta para a discussão dos fundamentos teóricos que dão suporte à sua implementação e de possíveis limitações. Far-se-á uma análise empírica da adequação desse regime de política monetária ao caso brasileiro, o qual está sujeito a fragilidades nas contas externas e possui uma estrutura da formação de preços peculiar, caracterizada por aspectos remanescentes de períodos em que não havia estabilidade monetária.

1. Contextualização e Fundamentação Teórica: Antecedentes do Regime de Metas de Inflação no Brasil

Nesta seção, primeiramente, propõe-se examinar as condições da economia brasileira que acarretaram, em última instância, na adoção do Regime de Metas de Inflação. A seguir são apresentados os fundamentos teóricos do Regime de Metas de Inflação.

1.1. A Fundamentação Teórica do Plano Real

O Plano Real tem como fundamentação teórica as propostas relacionadas à moeda indexada³, a qual aponta como medida de combate à inflação a criação de uma moeda paralela à moeda corrente (Cruzeiro Real), cujo valor seria fixado ao dólar de modo a garantir a credibilidade, pois os agentes poderiam convertê-la em dólar caso se sentissem ameaçados. Dessa forma, seria necessário que o governo possuísse grande quantidade de divisas, as quais evitariam especulação com a moeda.

A implementação bem sucedida do Plano Real compreendeu três momentos. Primeiramente houve um ajuste fiscal para sanar os graves problemas com as contas públicas brasileiras à época, com destaque para o elevado grau de vinculação de receitas tributárias a gastos específicos. A seguir implementou-se a reforma monetária, que compreendia basicamente a criação da moeda paralela (URV) e a implementação e conversão para o Real. O sucesso desta reforma dependia basicamente do sucesso do realinhamento de preços relativos e na minimização dos conflitos distributivos. Por fim, houve a adoção da âncora cambial.

Durante a fase inicial do Plano Real, permitiu-se a rápida valorização da moeda doméstica, o que restringiu a formação dos preços de produtos comercializáveis, os quais eram mais caros frente aos internacionais, obrigando os produtores a reduzirem suas margens de lucro e buscar o aumento de produtividade para poderem competir. Esse aumento de produtividade teve como conseqüências demissões, posto que era preciso modernizar-se, o que também foi feito por meio de privatizações e/ou por meio da compra de insumos e bens de intermediários do exterior, resultando em eliminação de alguns elos da cadeia produtiva.

Outra conseqüência imediata do Plano Real remete a seus resultados quanto à estabilização da moeda, pois essa elevou o salário médio do trabalhador e seu poder de compra,

³ Ver Modenesi (2005) para maiores detalhes.

deteriorando a balança comercial devido a um *boom* de consumo. Para cobrir tal déficit, o qual ocorreu concomitantemente ao déficit em transações correntes por conta do aumento de turismo para o exterior e remessa de lucro devido às privatizações, foi necessário ao governo emitir títulos públicos de curtíssimo prazo, demonstrando sua susceptibilidade diante de choques internos e externos.

Esta situação, entretanto, não poderia perdurar.

1.1.2. O fim da âncora cambial

Conforme destacado, no início do Plano Real, a estabilidade da moeda deveu-se em parte à taxa de câmbio sobrevalorizada, a qual era determinada pelo mercado, isto é, o Banco Central não lançava mão de operações para controlá-la. O regime cambial era, então, o regime de câmbio com flutuação limpa. Diante disso, a manutenção da moeda artificialmente valorizada em relação ao dólar deveu-se à quantidade vultuosa de reservas internacionais que o país possuía no período. Tal foi devido ao fluxo de capitais internacionais direcionados ao Brasil considerando-se o diferencial de juros praticado no período.

A sobrevalorização do Real em relação ao dólar era de essencial importância para o plano de estabilização, posto que limitava a formação de preços da economia doméstica ao tornar os bens comercializáveis mais caros, forçando-os a reduzir a margem de lucro ou aumentar a produtividade de modo a tornarem-se competitivos e ainda ao tornar os insumos e bens de capital mais baratos. Tal situação resultou em queda do nível geral de preços da economia.

Apesar do aspecto positivo de promover a estabilidade de preços, a sobrevalorização cambial tinha como fator desfavorável o aumento do déficit na balança comercial, o qual também tinha relação com o aumento do consumo provocado pelo controle da inflação e com a importação de bens de capital e insumos pelas empresas nacionais em busca de competitividade, exigindo elevação da taxa de juros para atrair mais capitais para cobrir o déficit.

A entrada de capitais internacionais para o país vinha ocorrendo desde o governo de Fernando Collor de Mello devido à diferença entre a taxa de juros do exterior e a doméstica, além das privatizações que tiveram seu início nesse período. Tal se deu apesar da instabilidade desse governo, o qual foi marcado por denúncias de corrupção e descrédito dos planos econômicos empregados cujo resultado foi a estagflação. O Plano Real, por sua vez, sustentou a elevada taxa de juros para atrair capitais internacionais.

Contudo, a crise do México, ocorrida em dezembro de 1994 fez com que houvesse especulação de que o Brasil fosse o próximo a apresentar uma crise cambial e, então, o governo instaura o regime de bandas flutuantes. O câmbio é mantido até 1996 quando há uma minidesvalorização da ordem de 5%, o que auxilia no saldo comercial. Pelo fato de o país ser dependente de fluxos internacionais de capital, a desvalorização cambial é seguida por um aumento da taxa de juros, o que desaquece a demanda agregada. No que concerne à política cambial, implementaram-se bandas cambiais que permitiam desvalorização gradativa do Real dentro de certos limites operacionais.

A situação externa reverte-se com a crise asiática em 1997 e a vinda de capitais internacionais reduz-se drasticamente, resultando em elevação da taxa de juros para atraí-los. Contudo, a credibilidade é reduzida com essa ação e os capitais atraídos são altamente especulativos. A insustentabilidade do regime cambial manifesta-se previamente com o estabelecimento de um acordo com o FMI, pois as reservas em dólares estavam diminuindo demasiadamente e com a desvalorização do Real abandona-se a âncora cambial. Nesse momento, instaurou-se o Regime de Metas Inflacionárias como forma de prover uma âncora nominal aos agentes.

1.2. O Regime de Metas de Inflação e sua Fundamentação Teórica

O regime de metas de inflação é uma estratégia de condução da política monetária fundamentada na teoria Novo-Clássica. A sua adoção significa a proposição de uma meta de crescimento para algum índice de preços - no caso do Brasil, o índice escolhido foi um índice cheio, o IPCA⁴ -, e o objetivo único do banco central passa a ser, assim, alcançar essa meta inflacionária, apesar de interesses conflitantes das autoridades políticas, as quais acionam o viés inflacionário por meio de medidas tais como reduções da taxa de desemprego antes das eleições não sustentáveis em longo prazo. A principal ferramenta empregada pelo Bacen – Banco Central do Brasil -, para reduzir a inflação é a elevação da taxa de juros (Selic), a qual, por meio do desaquecimento da economia, provoca uma redução do nível de preços.

O modelo de política econômica baseado no estabelecimento de metas de inflação, adotado por muitos países ao longo da última década consiste, essencialmente, na definição da

⁴ Índice de Preços ao Consumidor Amplo, o qual é calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e compreende os preços de bens das famílias que recebem de 1 até 40 salários mínimos independentemente da fonte.

estabilidade de preços como principal objetivo de política econômica das autoridades monetárias, através da implementação de mecanismos de coordenação das expectativas dos agentes, substituindo, por exemplo, a utilização da âncora cambial como forma de disciplinar o comportamento dos preços domésticos.

O referencial teórico em que se assenta o modelo pertence aos novos desenvolvimentos da macroeconomia ortodoxa, com destaque para os trabalhos iniciais de Muth (1961), Lucas (1972) e Sargent e Wallace (1975)⁵. Uma das hipóteses centrais do modelo é a neutralidade da política monetária no longo prazo. Em termos do processo de formação de expectativas dos agentes, apenas intervenções inesperadas (ou choques) na política monetária podem afetar variáveis reais no curto prazo. No longo prazo, contudo, estas intervenções resultam unicamente em elevação do nível geral de preços. Com o passar do tempo, as intervenções sucessivas do governo, geralmente com vistas à manutenção do desemprego em um nível abaixo da taxa natural, tenderiam a introduzir um viés inflacionário na economia.

Kydland e Prescott (1977), expoentes desta vertente, argumentam que políticas discricionárias apresentam um problema de inconsistência temporal, pois com o passar do tempo diminui a reputação dos formuladores de política econômica e as ações do governo perdem progressivamente a credibilidade. Como solução para o problema da inconsistência temporal, apresenta-se o modelo de metas de inflação, que de certa forma, pode ser considerado um aperfeiçoamento da tese de independência do Banco Central de Rogoff (1985) e Walsh (1995). Segundo os defensores dessa tese, a instituição de um Banco Central independente, sujeito a um conjunto de regras e isolado de pressões políticas, eliminaria o problema da discricionariedade e o viés inflacionário decorrente do uso equivocado da política monetária.

Fraga et al. (2003) argumentam que o sucesso do modelo de metas de inflação depende do total comprometimento das autoridades com a meta estabelecida. Este comprometimento eleva a credibilidade (*confidence building*) do governo, de forma que os agentes passem a confiar que não haverá desvio dos objetivos firmados previamente, ou seja, que o governo subordinará outras questões à estabilidade do nível de preços. Acredita-se, pois, que a estabilidade de preços é uma pré-condição para a constituição de um ambiente econômico favorável ao crescimento sustentado da economia.

⁵ Para uma revisão bibliográfica, a partir de um recorte crítico, ver Mendonça (2002) e Modenesi (2005). Para mais referências ver também Lucas e Sargent (1981).

A operação do modelo de metas de inflação se dá pela utilização da taxa de juros como instrumento de controle da demanda agregada. De fato, a função de reação do Banco Central responde a desvios do produto e da inflação em relação à meta preestabelecida. O modelo, adicionalmente, contempla uma variação da equação de paridade descoberta, em que a taxa de juros é o elemento estabilizador⁶. Este é um problema do regime de metas de inflação: há um instrumento (a taxa de juros) e dois objetivos (controle da demanda agregada e elemento estabilizador da variação cambial). Outro problema relacionado ao caso brasileiro diz respeito à escolha do IPCA como índice de referência, questão a ser detalhada adiante.

1.2.1 Limitações dos países em desenvolvimento para o cumprimento das Metas de Inflação

Segundo Fraga et al. (2003), os países emergentes enfrentam maior variação na taxa de inflação e performance inferior se comparados aos países desenvolvidos, em razão de uma maior fragilidade quando se deparam com choques exógenos, pouca credibilidade e baixo nível de desenvolvimento das instituições. Para os autores, os custos sociais são maiores em consequência de os anúncios por parte do governo não serem perfeitamente críveis, como se pode auferir na seguinte passagem:

“During some period, the volatility of interest rate and output will be higher, and, since the central bank also takes into account output costs, the inflation volatility also tends to be higher when compared to a situation of full credibility”. (2003, p.15).

Dessa forma, Persson e Tabellini (1994) afirmam a necessidade de que haja transparência no fazer político e certo grau de independência do Banco Central, pois um presidente conservador do Banco Central que seja mais avesso à inflação do que a sociedade, por exemplo, indica uma probabilidade menor de acionamento do viés inflacionário, resultando em maior credibilidade da política monetária comprometida com a inflação, como pode ser comprovado a seguir:

“... society is better off by appointing a ‘conservative central banker’, someone who puts a higher weight on inflation (relative to unemployment) in his loss function than society’s true weight” (1994, p. 19).

⁶ Para uma descrição dos aspectos técnicos do modelo, ver Fraga et al. (2003) e Minella et al. (2003).

No caso brasileiro, a afirmação de Arminio Fraga, Ilan Goldfajn e André Minella de que há maior variação na taxa de inflação nos países em desenvolvimento se confirma apesar da existência de um Banco Central independente e comprometido com o combate à elevação de preços, apontado como essencial por Persson e Tabellin para dar credibilidade às políticas econômicas de modo a não serem necessárias reduções no produto para manter o nível de preços.

Por conta disso, atingir a meta estabelecida pelo Banco Central resulta em altos custos sociais, pois para controlar a inflação, as autoridades monetárias lançam mão de variações na taxa de juros, a qual desaquece a economia e eleva a dívida pública, indexada à taxa Selic, elevando ainda o risco-país, o que tem como consequência a fuga dos fluxos de capitais internacionais do país.

Com a finalidade de atraí-los, torna-se necessário elevar ainda mais a taxa de juros. Tem-se, assim, um ciclo vicioso, no qual não é apenas o crescimento econômico que é comprometido em prol da manutenção da inflação em níveis aceitáveis, mas também as políticas sociais são negligenciadas, uma vez que se gasta demasiadamente com o pagamento de juros da dívida em detrimento do que se gasta com saúde, educação, Bolsa-Família etc.

Segundo a mensagem orçamentária para o ano de 2011, enviada ainda por Lula ao Congresso Nacional em 2010, todas as despesas federais destacadas nos principais programas com educação, saúde, infra-estrutura social e urbana, como obras do PAC, e o Bolsa-Família representam R\$ 125,6 bilhões, enquanto os gastos com juros da dívida representam R\$ 169,9 bilhões.

Diante disso, é preciso realizar uma análise do regime de metas de inflação tal qual ele tem sido empregado no país para que se possa, então, discutir a sua adequação à economia brasileira. É o que se verá por meio da construção de modelos econométricos em seções posteriores.

1.2.2 O Regime de Metas de Inflação e o IPCA

A economia brasileira, em função de ataques especulativos, está submetida a bruscas reversões dos fluxos internacionais de capitais, como foi apontado anteriormente com as crises cambiais do México e da Ásia, resultando em desvalorizações da moeda. Por sua estrutura de formação de preços, a qual amplifica o impacto da instabilidade cambial na inflação (efeito *pass-*

through), não são apenas os preços de bens comercializáveis - bens que são transacionados com o exterior -, a sofrerem elevação, mas também os preços administrados⁷.

O preço de bens comercializáveis aumenta pelo fato de o preço dos produtos importados ser maior com a desvalorização cambial, resultando numa menor concorrência com os produtos domésticos. Já os bens de preços administrados são afetados por conta de fatores como a recomposição tarifária de setores de utilidade pública e, destacadamente, o forte componente inercial derivado das cláusulas de indexação contratuais que utilizam índices gerais de preços, mais sensíveis às oscilações cambiais. Figueiredo e Ferreira (2002) mostram que a variação dos preços administrados tem sido sistematicamente superior à variação dos preços livres.

A participação dos bens comercializáveis e dos que têm preços administrados representa aproximadamente 69% do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA)⁸ – adotado como índice de referência para as metas de inflação. Desse modo, períodos de desvalorizações do real afetam o preço de bens comercializáveis e o IGP-M, o qual causa variação nos preços administrados, afetando, assim, o IPCA e concomitantemente a inflação. Por tal razão, é necessário que as taxas de juros sejam mantidas extremamente altas, pois têm impacto direto apenas sobre parcela reduzida de preços: os preços dos bens não-comercializáveis, os quais têm menor participação no índice de preços que é referência para as metas inflacionárias – o IPCA.

Maryse Farhi, no texto “Metas de Inflação e o Medo de Crescer”, afirma que:

“... a combinação de políticas macroeconômicas com taxa de câmbio flutuante e um regime de metas de inflação dos mais rígidos e inflexíveis torna impossível um crescimento sustentável, desestimula os investimentos produtivos...” (2004, p. 81).

Sicsú (2002, 2003) também apresenta críticas em relação à implementação do modelo de metas de inflação no Brasil, destacando a inconsistência entre objetivos e instrumento, apontando como o comportamento dos juros após a desvalorização cambial tem sido determinado pelas expectativas com relação ao comportamento da taxa de câmbio. Adotando uma perspectiva alternativa, o autor argumenta que o foco do modelo de metas de inflação recai sobre a inflação de demanda, desconsiderando a inflação de oferta, que pode ocorrer em uma situação em que a

⁷ Combustíveis e derivados de petróleo em geral, energia, telecomunicações e demais serviços de utilidade pública, cuja maioria das empresas foi recentemente privatizada.

⁸ O Índice de Preços ao Consumidor Amplo, calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), compreende os preços de bens das famílias que recebem de 1 até 40 salários mínimos.

economia se encontra aquém do nível de pleno emprego. Para combater a inflação, deve-se fazer uso de instrumentos de política econômica que ataquem as causas da inflação e não apenas os sintomas, como ocorre, atualmente, por meio da utilização das taxas de juros.

Considerando-se tais aspectos, há divergências sobre as conseqüências da utilização do IPCA como referência para a meta de inflação, principalmente em uma economia como a brasileira, cujos choques exógenos causam grande impacto nesse índice de preços e induzem a uma elevação da taxa de juros de modo a conter a inflação, desaquecendo a economia e gerando desemprego. Sendo assim, propõe-se o uso de Econometria, mais especificamente de séries temporais, com dados mensais que vão de janeiro de 1999 a junho de 2010, a fim de testar o regime de metas de inflação tal qual o adotado na economia brasileira.

2. Implementação do Modelo Econométrico e Análise dos Resultados

Para que seja possível analisar o Regime de Metas de Inflação adotado no Brasil a partir de 1999, modelos econométricos serão propostos. Trata-se de avaliar a adoção do IPCA como índice de referência para tal regime. Para tal, é preciso, primeiramente, apontar as variáveis a serem incluídas nos modelos. A bibliografia referente à econometria concentra-se em Enders (2004), Greene (2000) e Hamilton (1994).

2.1 Descrição das Variáveis

Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA): divulgado mensalmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), representa a variação do nível dos preços de uma cesta de bens e serviços, a qual inclui 512 itens, disponíveis para consumo pessoal e composta conforme o padrão médio de consumo observado de uma amostra de famílias com rendimento monetário entre 1 e 40 salários mínimos, residentes nas nove regiões metropolitanas do país (Porto Alegre, São Paulo, Curitiba, Belo Horizonte, Fortaleza, Recife, Belém, Salvador, Rio de Janeiro), no município de Goiânia e no Distrito Federal.

Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) - Preços Monitorados: divulgado mensalmente pelo Banco Central, engloba: IPTU, taxa de água e esgoto, gás de bujão, gás encanado, energia elétrica residencial, ônibus urbano, ônibus intermunicipal, ônibus interestadual, *ferry-boat*, avião, metrô, navio, barco, táxi, trem, emplacamento e licença, pedágio, gasolina, álcool, óleo, óleo diesel, plano de saúde, cartório, jogos lotéricos, correios, telefone fixo, telefone público e telefone celular.

Índice Geral de Preços – Mercado (IGP-M): divulgado mensalmente pela Fundação Getúlio Vargas. Esse índice é formado pelo IPA-M (Índice de Preços por Atacado - Mercado), IPC-M (Índice de Preços ao Consumidor - Mercado) e INCC-M (Índice Nacional do Custo da Construção - Mercado), com pesos de 60%, 30% e 10%, respectivamente.

Esses indicadores medem itens como bens de consumo (um exemplo é alimentação) e bens de produção (matérias-primas, materiais de construção, entre outros). Entram, além de outros componentes, os preços de legumes e frutas, bebidas e fumo, remédios, embalagens, aluguel, condomínio, empregada doméstica, transportes, educação, leitura e recreação, vestuário e despesas diversas (cartório, loteria, correio, mensalidade de Internet etc).

Hiato do Produto: Por conta de o Produto Interno Bruto não ser calculado mensalmente, decidiu-se pelo emprego da produção industrial – indústria geral, cujos dados tiveram suas tendências estimadas pelo filtro HP, proposto por Hodrick e Prescott (1997), para se obter a tendência de longo prazo como média ponderada da série e calcular, assim, o hiato do produto – uma medida que se aproxima da variabilidade da demanda.

O filtro é empregado para obter uma suavização da representação linear de uma série temporal, que é mais sensível a flutuações de longo prazo do que a flutuações de curto prazo. O ajuste da sensibilidade da tendência de flutuações em curto prazo é atingido por modificação de um multiplicador λ . No que se remete ao presente trabalho, o peso atribuído à suavização foi de 14400.

Então, calculou-se o hiato do produto por meio da seguinte fórmula:

$$\text{Hiato do Produto} = (\text{produção} - \text{filtro HP}) / \text{filtro HP}$$

Núcleo da Inflação do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA): é a média ponderada da variação dos preços dos 512 produtos considerados no cálculo do IPCA, sendo a ponderação de cada produto dada pelo desvio da série histórica em relação à tendência comum.

Taxa de Câmbio em R\$/US\$: divulgada com periodicidade diária pelo Banco Central, é utilizada nas transações oficiais (exportações, importações e transações financeiras). Corresponde ao valor médio ponderado mensal das cotações diárias de venda.

Taxa de Juros (Selic): divulgada pelo Comitê de Política Monetária (COPOM). A taxa Selic é, no Brasil, a taxa de financiamento no mercado interbancário para operações de um dia, ou *overnight*, que possuem lastro em títulos públicos federais, títulos estes que são listados e negociados no Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic). Também é conhecida como taxa média do *over* que regula diariamente as operações interbancárias. A taxa Selic reflete o custo do dinheiro para empréstimos bancários, com base na remuneração dos títulos públicos.

2.1.1 Teste de Estacionariedade Dickey-Fuller

Iniciar-se-á a análise do Regime de Metas Inflacionárias adotado no Brasil conduzindo o teste de estacionariedade Dickey-Fuller Aumentado, pois, faz-se uso de séries temporais e de acordo com Granger e Newbold (1974), a regressão é espúria quando as séries são não estacionárias. Há várias formas de verificar se uma série é estacionária ou não. Além de análises

gráficas, é possível implementar testes para a detecção de raízes unitárias e, caso se verifique a existência de uma raiz unitária, dizemos que a série é integrada de ordem 1, ou I(1). Seguindo a metodologia proposta por Dickey e Fuller (1979, 1981), apresentada em Enders (2004), serão realizados testes ADF (Augmented Dickey-Fuller) para as variáveis incluídas no modelo.

Sendo assim, realizaram-se as regressões de cada variável em função das mesmas variáveis de 1 a 12 períodos de defasagem. Escolheram-se tais períodos de defasagem, pois incluir muitas defasagens reduz o poder do teste em rejeitar a hipótese nula. Um alto número de defasagens implica na utilização de parâmetros adicionais e em perda de graus de liberdade. Segue o exemplo do teste quando se considera um período de defasagem:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \mu_t \quad (1)$$

Da equação (1), subtrai-se Y_{t-1} de ambos os lados da equação:

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + \mu_t \quad (2)$$

De (2), tem-se:

$$\Delta Y_t = (\rho - 1) Y_{t-1} + \mu_t \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \mu_t, \text{ onde } \delta = \rho - 1 \quad (4)$$

O teste Dickey – Fuller objetiva verificar se ρ é estatisticamente igual a 1, sendo $H_0: \delta = 0$ e $H_1: \delta \neq 1$. Se H_0 é rejeitada a série é estacionária, isto é, não possui raiz unitária.

Os testes de todas as variáveis foram feitos por meio de um software multiplataforma para análise econométrica livre e de código aberto, cujo nome é *gretl*⁹. A tabela a seguir apresenta o resultado mais adequado apontado pelo software, no que concerne a 12 períodos de defasagem:

Tabela 1: Resultados do Teste ADF Aumentado

Variável	Número de Defasagens	P-Valor com Constante	P-Valor com Tendência e Constante	Conclusão
IPCA	8	0,8565	0,7553	Variável não-estacionária
IPCA – preços monitorados	11	0,2485	0,05408	Variável não-estacionária
IGP-M	10	0,7974	0,7622	Variável não-

⁹ Para mais informações sobre este software, acessar: <http://gretl.sourceforge.net/gretl_portugues.html>

				estacionária
Núcleo da Inflação (IPCA)	7	0,0241	0,07228	Variável não-estacionária
Taxa de Câmbio	7	0,6669	0,796	Variável não-estacionária
Taxa de Juros (Selic)	12	0,4757	0,1497	Variável não-estacionária
Hiato do Produto	12	0,0008834	0,006014	Variável estacionária

Fonte: Teste ADF Aumentado realizado por meio do programa *Gretl*

A partir das tabelas acima, é possível afirmar que o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), o Índice Geral de Preços – Mercado (IGP-M), Núcleo da Inflação (IPCA), a Taxa de Câmbio e a Taxa de Juros (Selic) são variáveis não-estacionárias, implicando na necessidade de realizar o teste de co-integração.

Devido à existência de tais variáveis não-estacionárias no modelo a ser proposto, faz-se necessário realizar o teste de co-integração de Engle-Granger (1987), posto que as variáveis podem apresentar uma relação de equilíbrio no longo prazo.

2.1.2 Teste de Co-integração

O teste de co-integração apresenta-se relevante à pesquisa, uma vez que auxilia na avaliação de relações de equilíbrio no longo prazo entre as variáveis. Tal teste pressupõe que se uma regressão entre variáveis não-estacionárias produzirem um erro estacionário, as séries são co-integradas.

Veja um exemplo do teste considerando as variáveis X_t e Y_t :

$$Y_t = \beta_0 + \beta_{1,t} X_t + \mu_{t,t} \quad (5)$$

Sendo assim,

$$\Delta \mu_t = \alpha + \gamma \mu_{t-1} + v_t \quad (6)$$

Testa-se, então, $H_0: \gamma=0$ e $H_1: \gamma \neq 0$. Se H_0 é rejeitado, os resíduos são estacionários e diz-se que as séries são co-integradas. Veja a tabela com os resultados do teste realizado por meio do *software gretl*:

Tabela 2: Resultados de Co-integração de Eagle-Granger

Variáveis	Resultado
IPCA e IPCA – Preços Monitorados	As séries não são co-integradas, pois o erro não é estacionário (p-valor = 0,9584)
IPCA e IGP-M	As séries não são co-integradas, pois o erro não é estacionário (p-valor = 0,1423)
IPCA – Preços Monitorados e IGP-M	As séries não são co-integradas, pois o erro não é estacionário (p-valor = 0,9143)
IPCA e Taxa de Câmbio	As séries não são co-integradas, pois o erro não é estacionário (p-valor = 0,9281)
IPCA - Preços Monitorados e Taxa de Câmbio	As séries não são co-integradas, pois o erro não é estacionário (p-valor = 0,7961)
IGP-M e Taxa de Câmbio	As séries não são co-integradas, pois o erro não é estacionário (p-valor = 0,7857)
IPCA e Taxa de Juros	As séries não são co-integradas, pois o erro não é estacionário (p-valor = 0,746)
IPCA – Preços Monitorados e Taxa de Juros	As séries não são co-integradas, pois o erro não é estacionário (p-valor = 0,7095)
IGP-M e Taxa de Juros	As séries não são co-integradas, pois o erro não é estacionário (p-valor = 0,1799)
Taxa de Câmbio e Taxa de Juros	As séries não são co-integradas, pois o erro não é estacionário (p-valor = 0,3833)
Núcleo da Inflação e IPCA	As séries não são co-integradas, pois o erro não é estacionário (p-valor = 0,95)
Núcleo da Inflação e IGP-M	As séries não são co-integradas, pois o erro não é estacionário (p-valor = 0,3058)
Núcleo da Inflação e Taxa de Câmbio	As séries não são co-integradas, pois o erro não é estacionário (p-valor = 0,09205)
Núcleo da Inflação e Taxa de Juros	As séries não são co-integradas, pois o erro não é estacionário (p-valor = 0,3186)

Fonte: Teste de Co-integração realizado por meio do programa *Gretl*

A partir dos resultados na tabela acima, é possível, então, concluir que não há co-integração entre as variáveis. Sendo assim, faz-se necessária a transformação delas em variáveis estacionárias, o que pode ser realizado, lançando-se mão de suas primeiras diferenças ($\Delta Y = Y_t - Y_{t-1}$).

No caso do IPCA e IGP-M, utilizar-se-á ainda o logaritmo de tais variáveis, uma vez que, por serem índices de preços, elas podem apresentar variações bruscas decorrentes de algum choque ou evento passageiro, e o uso do logaritmo auxilia na suavização dos valores, sendo também uma medida aproximada da inflação.

Além disso, é preciso notar que a não existência de co-integração entre os índices de preço, como foi demonstrado pelo teste Engle-Granger, indica que tais índices não seguem a mesma trajetória em longo prazo. Há diferenças, então, entre o uso do índice cheio (IPCA) e os outros índices de preço considerados, o que indica que a trajetória da inflação poderia ter sido diferente no caso de os formuladores de política terem escolhido outra medida para a variação dos preços.

2.1.3 Teste de Causalidade de Granger

É preciso ainda que se realize o teste de causalidade na medida que ele auxilia na definição de relações causais entre as variáveis. O teste a ser empregado é o desenvolvido pelo economista Clive Granger e assume que o futuro não pode ter influências sobre o passado nem sobre o presente. Tome-se como exemplo o fato de o evento A ocorrer depois do evento B, então, o evento B não pode causar A. Por outro lado, o fato de A ocorrer antes de B não significa que A, necessariamente, cause B.

O teste de causalidade de Granger parte do pressuposto de que a informação relevante para a predição das respectivas variáveis X e Y está contida apenas nas séries de tempo sobre essas duas variáveis. Dessa forma, uma série de tempo estacionária X, no sentido de Granger, causa uma outra série estacionária Y se melhores predições estatisticamente significantes de Y podem ser obtidas ao incluirmos valores defasados de X aos valores defasados de Y. Em termos formais, o teste envolve estimar as seguintes regressões, nas quais toma-se X_t e Y_t como variáveis a serem analisadas:

$$X_t = \sum a_i Y_{t-i} + \sum b_i X_{t-i} + u_{1t} \quad (7)$$

$$Y_t = \sum c_i Y_{t-i} + \sum d_i X_{t-i} + u_{2t} \quad (8)$$

Para a realização do teste, assume-se que os resíduos (uit) serem não-correlacionados.

A equação (7) postula que valores correntes de X estão relacionados a valores passados do próprio X assim como a valores defasados de Y; a equação (8), por outro lado, postula um comportamento similar para a variável Y.

Após a estimação, podemos distinguir quatro casos diferentes:

1. Causalidade unilateral de Y para X: quando os coeficientes estimados em (7) para variável defasada Y são conjuntamente diferentes de zero ($\sum a_i \neq 0$), e quando o conjunto de coeficientes estimados em (8) para a variável X não forem estatisticamente diferentes de zero ($\sum b_i = 0$).

2. Causalidade unilateral de X para Y: quando o conjunto de coeficientes defasados para a variável Y na equação (7) não for estatisticamente diferente de zero ($\sum c_i = 0$) e o conjunto de coeficientes defasados para a variável X em (8) o for ($\sum d_i \neq 0$).

3. Bicausalidade ou simultaneidade: quando os conjuntos de coeficientes defasados de X e Y forem estatisticamente diferentes de zero em ambas as regressões.

4. Independência: quando, em ambas as regressões, os conjuntos de coeficientes defasados de X e Y não forem estatisticamente significativos ($\sum a_i = 0$ e $\sum d_i = 0$).

Em termos gerais, desde que o futuro não pode predizer o passado, se a variável X Granger causa a variável Y, então mudanças em X devem preceder temporalmente mudanças em Y.

Diante disso, é possível, testar se, por exemplo, X tem uma relação causal com Y, realizando a regressão de X em função de todos os seus termos defasados. Esta seria a regressão restrita e a partir dela, encontra-se a soma dos quadrados dos resíduos restritos (SQRr). Então, calcula-se a mesma regressão realizada anteriormente incluindo os valores defasados de Y e, assim, encontra-se o quadrado dos resíduos sem restrições (SQRsr).

A hipótese nula é a de que os coeficientes defasados de Y não apresentam significação conjunta ($\sum a_i = 0$). Aplica-se, neste momento, o teste F:

$$F = \frac{(SQRr - SQRsr)/m}{SQRsr/(n-k)} \quad (9)$$

O teste segue a distribuição F com m e n-k graus de liberdade. M é o número de termos defasados, n é o tamanho da amostra e k é o número de parâmetros estimados na regressão sem restrição.

Se o valor de F calculado for superior ao valor tabelado, rejeita-se a hipótese nula e, portanto, uma variação em Y causa variação em X.

Segue a tabela que apresenta a sensibilidade do IPCA, IGP-M e Núcleo da Inflação ao câmbio, à taxa Selic e ao hiato da produção:

Tabela 3: Resultados dos Testes de Causalidade de Granger

Hipótese Nula	Número de Defasagens	Estatística F	Probabilidade	Conclusão
A Taxa de Câmbio não causa o IPCA	3	10,140	0,0000	Rejeita
O IPCA não causa a Taxa de Câmbio	3	1,3490	0,2618	Aceita
A Taxa Selic não causa o IPCA	3	1,5235	0,2119	Aceita
A Taxa Selic não causa o Hiato	3	5,8182	0,0010	Rejeita
A Taxa de Câmbio não causa o IGP-M	3	5,5918	0,0013	Rejeita
O IGP-M não causa a Taxa de Câmbio	3	2,5329	0,0602	Aceita
A Taxa Selic não causa o IGP-M	3	0,18056	0,9094	Aceita
A Taxa de Câmbio não causa o Núcleo da Inflação	7	5,6662	0,0000	Rejeita
A Taxa Selic não causa o Núcleo da Inflação	7	0,82835	0,5660	Aceita
O IPCA – preços monitorados não causa o	11	2,5403	0,0070	Rejeita

IPCA				
O IPCA não causa o	11	1,0864	0,3796	Rejeita
IPCA – preços				
monitorados				

Fonte: Teste de Causalidade de Granger realizado por meio do programa *Gretl*

A escolha do número de defasagens foi realizada por meio da função “seleção de defasagens VAR” contida no programa Gretl e análise dos critérios de informação Akaike, Schwartz e Hannan-Quinn.

Escolheu-se o nível de significância de 5% para realizar a avaliação dos resultados obtidos, o que indica que se deve rejeitar a hipótese nula, a qual supõe a inexistência de causalidade entre as variáveis, se as probabilidades apresentarem valores inferiores a 0,05.

Deste modo, inferem-se as seguintes conclusões:

- *A Taxa de Câmbio causa o IPCA*

Tal resultado deve-se ao fato de a economia brasileira estar atrelada a outras economias. Uma taxa de câmbio valorizada, por exemplo, implica na compra de produtos estrangeiros por preços menores, o que, por meio da concorrência com os produtos nacionais, faz com que os preços desses também apresentem declínio. Além disso, os insumos são barateados neste processo, acarretando em queda no nível de inflação da economia.

- *O IPCA não causa a taxa de câmbio*

A taxa de câmbio depende de outros fatores que não os itens que compõem o IPCA, em especial, deve-se ao contexto internacional no qual o país está inserido.

- *A Taxa de Juros não causa o IPCA*

A taxa Selic é empregada pelo Banco Central como instrumento para atingir a meta de inflação. Por meio de elevações na taxa de juros, a demanda agregada é desaquecida e há, assim, uma redução no nível de preços da economia. Contudo, o resultado apresentado pelo teste de causalidade de Granger afirma não haver uma relação causal entre o IPCA e a taxa de juros, indicando que o instrumento utilizado pelo governo para promover a estabilidade de preços não é o mais adequado para tal.

- *A Taxa de Juros causa o Hiato do Produto*

O hiato do produto é sensível à taxa de juros, o que significa que há variação do produto nacional em torno de sua tendência quando ocorrem alterações na taxa Selic. Uma elevação

em tal taxa, por exemplo, encarece o preço do crédito, resultando em diminuição nos investimentos, sem, contudo, promover concomitantemente a isso queda no nível de preços, de acordo com os resultados apresentados pelo teste.

- *A Taxa de Câmbio causa o IGP-M*

O IGP-M é sensível à taxa de câmbio na medida que a moeda, ao valorizar-se, torna os produtos estrangeiros, incluindo os insumos, mais baratos, o que faz com que os produtores nacionais diminuam seus preços devido à necessidade de tornarem-se competitivos e pelo fato disso representar uma redução em seus custos no que diz respeito a insumos importados.

- *O IGP-M não causa a Taxa de Câmbio*

A taxa de câmbio depende da conjuntura internacional vigente e outros agregados econômicos que não fazem parte da composição do IGP-M.

- *A Taxa de Juros não causa o IGP-M*

O resultado do teste indica que outros fatores explicam a variação de preços dos itens que compõem o IGP-M que não a taxa de juros, demonstrando, assim, a sua não adequação ao uso corrente de controlar a inflação.

- *A Taxa de Câmbio causa o Núcleo da Inflação Medido através do IPCA*

Pela mesma razão que o IPCA é sensível ao câmbio, o núcleo da inflação também o é.

- *A Taxa de Juros não causa o Núcleo da Inflação*

Uma vez mais o teste indica que o nível de preços da economia não é afetado por alterações na taxa de juros.

- *O IPCA – preços monitorados causa o IPCA*

Tal se deve ao fato de os preços monitorados fazerem parte do IPCA, ou seja, parte da inflação do país é originada por eles.

- *O IPCA não causa o IPCA – preços monitorados*

Os preços monitorados são ajustados por contratos e não lançam mão do IPCA como indexador.

2.1.4. Modelo VAR: Funções impulso-resposta

Com a finalidade de se analisar a adequação do regime de metas de inflação empregado no Brasil desde 1999 e a adoção do IPCA como o índice base para a manutenção da estabilidade de preços no país, o modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR) será utilizado. Lança-se mão desse modelo para captar a evolução e interdependências entre múltiplas séries de tempo. Todas as variáveis no VAR são explicadas por seus próprios valores defasados e pelos valores defasados das outras variáveis, ou seja, todas as variáveis são endógenas e, por essa razão, Christopher Sims defende o uso dos modelos VAR como um método *ateórico* de estimar relações econômicas, sendo uma alternativa às restrições de identificação dos modelos estruturais.

Um modelo VAR, com duas variáveis, pode ser representado da seguinte forma:

$$Y_t = \beta_{10} + \beta_{11}Y_{t-1} + \dots + \beta_{1p}Y_{t-p} + \gamma_{11}X_{t-1} + \dots + \gamma_{1p}X_{t-p} + u_{1t} \quad (10)$$

$$X_t = \beta_{20} + \beta_{21}Y_{t-1} + \dots + \beta_{2p}Y_{t-p} + \gamma_{21}X_{t-1} + \dots + \gamma_{2p}X_{t-p} + u_{2t} \quad (11)$$

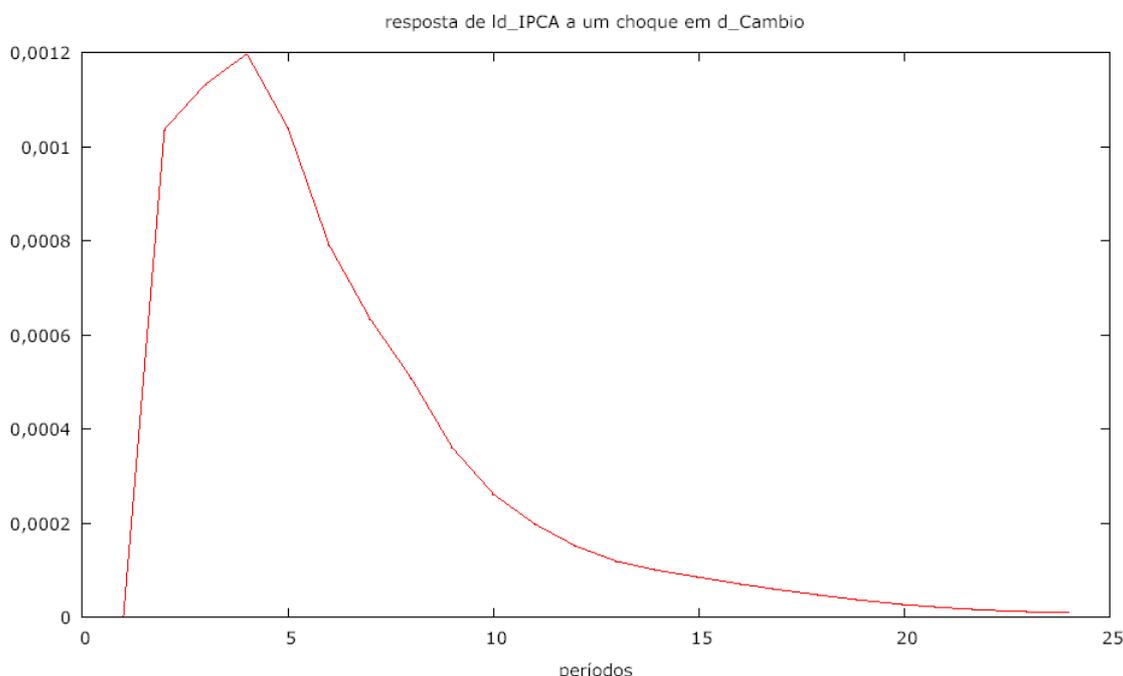
O termo u representa os termos de erro estocásticos, os quais não apresentam correlação com nenhuma das variáveis.

O modelo VAR apresenta um instrumental de análise conhecido como Função Impulso - Resposta, o qual apresenta-se como relevante para o estudo do regime de metas inflacionárias no país na medida que torna possível a verificação da sensibilidade das variáveis econômicas a outras variáveis por meio da simulação de choques específicos em determinado período.

2.1.4.1 Análise do IPCA

Inicia-se a investigação por meio da análise da reação do IPCA a um choque na taxa de câmbio, isto é, busca-se compreender a trajetória seguida pelo índice de preços que serve de parâmetro para a inflação brasileira após uma desvalorização cambial. O gráfico a seguir representa essa trajetória:

Gráfico 1: Resposta do IPCA a um choque na taxa de câmbio.

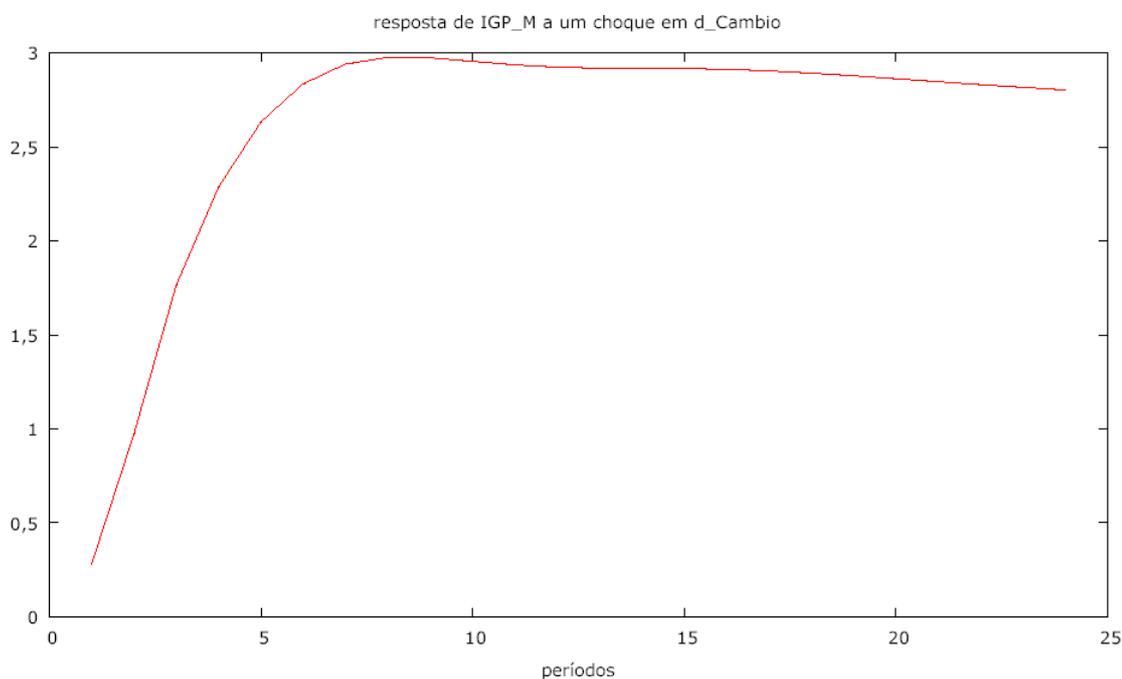


Fonte: Estimção do modelo VAR, realizada por meio do programa Gretl.

Uma desvalorização cambial torna o preço dos produtos estrangeiros mais caros com relação aos produtos domésticos, o que amplia a margem que o produtor nacional pode elevar seus preços. Além disso, os custos se elevam, posto que os insumos importados tornam-se mais caros. Esta situação já havia sido comprovada pelo teste de causalidade de Granger e o gráfico demonstra que a elevação do nível de preços da economia após um choque cambial é de veras significativa, dissipando-se totalmente apenas após 20 períodos.

O fato de a elevação no nível de preços ser acentuada deve-se não apenas aos produtos comercializáveis, como exposto acima, mas também àqueles cujos preços são monitorados, os quais, de acordo com o teste de causalidade de Granger, causam o IPCA, posto que esses são influenciados pelo IGP-M, o qual é mais sensível ao câmbio do que o IPCA, como se pode observar no gráfico:

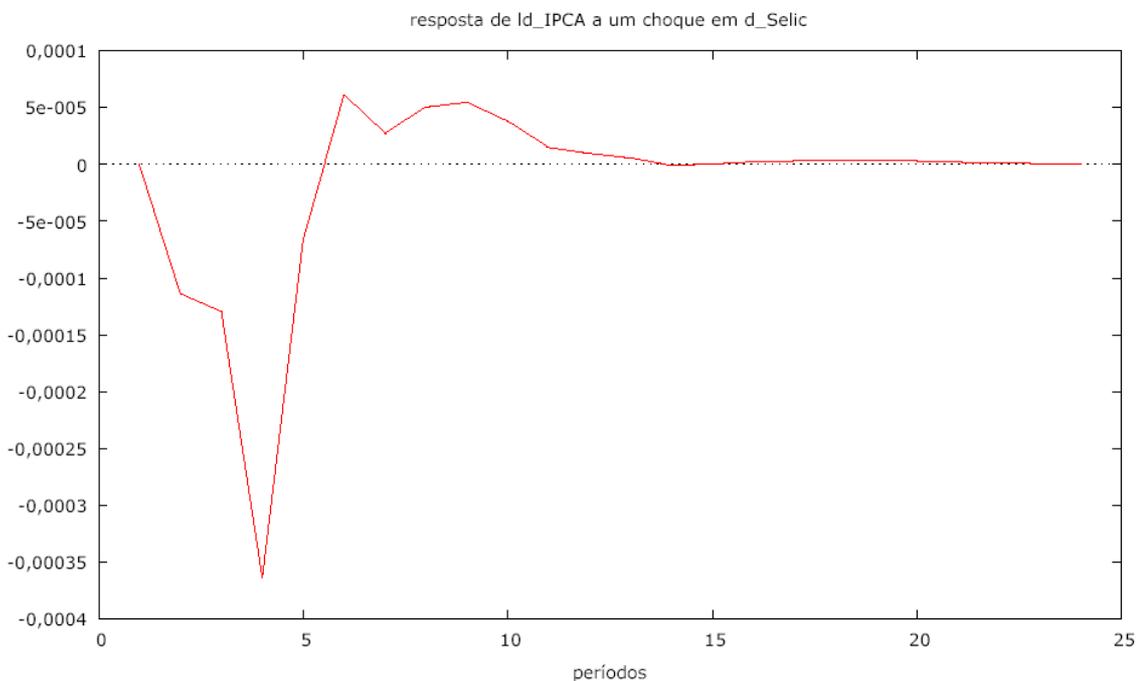
Gráfico 2: Resposta do IGP-M a um choque na taxa de câmbio.



Fonte: Estimção do modelo VAR, realizada por meio do programa Gretl.

O governo, diante dessa situação, lança mão de elevações na taxa Selic que, ao tornar o custo do empréstimo maior, reduz a quantidade de investimentos realizada no país, desaquecendo, assim, a demanda agregada e produzindo, concomitantemente, uma queda no nível de preços da economia. Contudo, pode ser observado no gráfico abaixo, a taxa de juros afeta a inflação de modo a diminuí-la por um breve período, no caso por 5 períodos, representando, assim, não ser o meio mais adequado para se atingir a estabilidade de preços no país.

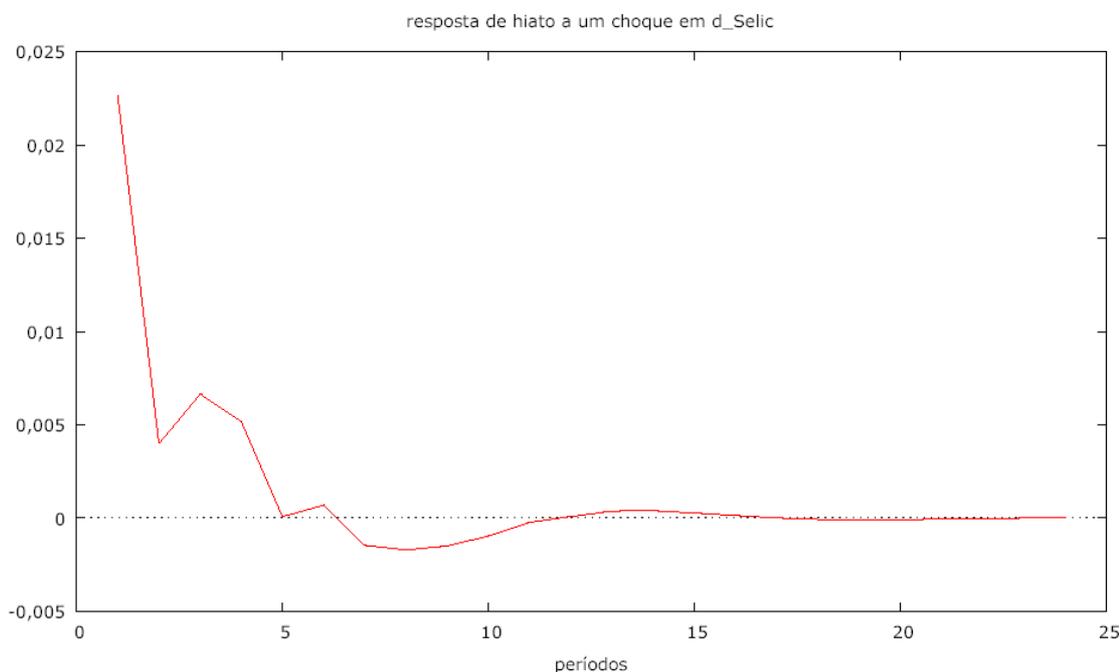
Gráfico 3: Resposta do IPCA a um choque na taxa de juros.



Fonte: Estimção do modelo VAR, realizada por meio do programa Gretl.

Além do fato de a taxa de juros afetar a inflação por um breve período, ela afeta apenas parte dos bens que compõem o IPCA, os bens não comercializáveis, os quais representam 31% dos bens que compõem este índice. Por tal razão, o governo tem a necessidade de elevar demasiadamente a taxa de juros para causar uma queda brusca nos preços de tais bens que compensem o aumento nos preços monitorados e de bens comercializáveis. O gráfico abaixo apresenta a queda do produto nacional em torno de sua tendência devido a um choque promovido pela taxa de juros:

Gráfico 4: Resposta do hiato do produto a um choque na taxa de juros.



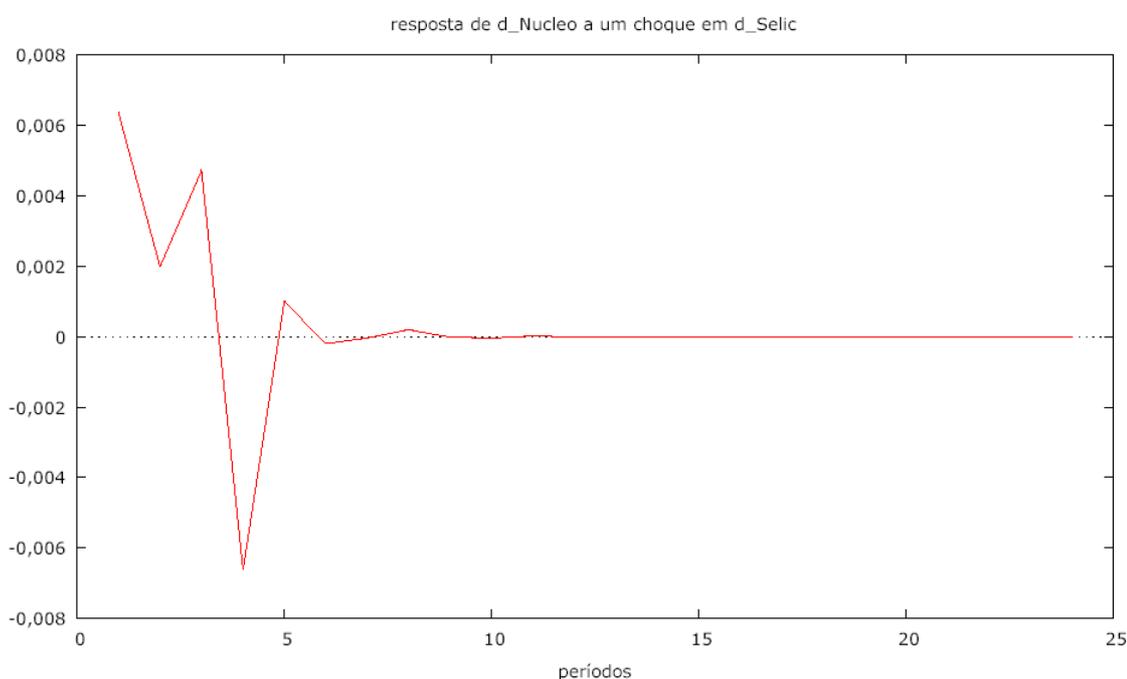
Fonte: Estimação do modelo VAR, realizada por meio do programa Gretl.

É possível inferir, portanto, que os custos sociais advindos da adoção do Regime de Metas de Inflação no Brasil são elevados, posto que a queda no produto e, concomitantemente a isso, o aumento da taxa de desemprego deve apresentar-se de forma acentuada com a finalidade de manter o nível de preços da economia dentro dos patamares estabelecidos pelo governo. Por tal razão, faz-se necessária a análise do Núcleo da Inflação medida pelo IPCA como um possível substituto ao IPCA como índice de referência para as metas de inflação.

De acordo com o Banco Central do Brasil, núcleos de inflação são medidas que buscam captar a tendência da inflação, expurgando-se as variações de componentes mais voláteis. Um exemplo comum de núcleo de inflação é o núcleo por exclusão, calculado retirando-se da inflação o comportamento de preços de determinados itens, como alimentos e derivados de petróleo. Outra forma comum de núcleo é o de médias aparadas, que exclui da inflação cheia, a cada mês, os itens que apresentaram maior volatilidade no período. Independentemente da forma de cálculo, medidas adequadas de núcleo de inflação devem apresentar a mesma trajetória de longo-prazo que a inflação cheia, com exceção dos casos em que a variação de preços dos itens excluídos seja de natureza permanente.

O Núcleo da Inflação (IPCA), considerado no presente trabalho, inclui-se no segundo tipo de núcleo e é a média ponderada da variação dos preços dos 512 produtos considerados no cálculo do IPCA, sendo a ponderação de cada produto dada pelo desvio da série histórica em relação à tendência comum. Dessa forma, exige-se uma menor elevação da taxa de juros para manter a taxa de inflação no nível determinado. Veja o gráfico que demonstra a resposta do Núcleo a um choque na taxa Selic:

Gráfico 5: Resposta do Núcleo da Inflação a um choque na taxa de juros.



Fonte: Estimação do modelo VAR, realizada por meio do programa Gretl.

Note que a queda no nível de preços captado pelo Núcleo prolonga-se por todo o período considerado, demonstrando ser um índice mais adequado para ser empregado como referência para as metas inflacionárias no país do que o IPCA.

A adoção do Núcleo, então, tornaria mais fácil o objetivo de se atingir as metas, representado um ganho de credibilidade que permitiria elevações menores na taxa de juros e, conseqüentemente, quedas nos investimentos e aumentos na taxa de desemprego menos relevantes do que as que se tem observado na atualidade. Além disso, o endividamento público não se elevaria de forma tão acentuada e constante, disponibilizando recursos para outros setores da economia que os exigem.

3. Análise da Volatilidade dos Índices de Preços

O Índice de Preços ao Consumidor Amplo é utilizado como o índice base para o cálculo da inflação no Regime de Metas Inflacionárias e, por essa razão, faz-se necessária a análise no que concerne à existência de volatilidade no IPCA, pois se esse apresentar caráter volátil, isso indica sujeição a choques exógenos, os quais representarão custos sociais ainda mais elevados ao Brasil na medida em que o governo será incitado a lançar mão de elevações na taxa de juros a fim de controlar a variação no índice de preços. Sendo assim, a sua escolha deve fundamentar-se também no aspecto da volatilidade, uma vez que haverá conseqüências no que diz respeito aos investimentos e, concomitantemente, à demanda agregada e ao nível de empregos.

Além disso, propõe-se analisar ainda a volatilidade do Núcleo da Inflação, o qual, no capítulo anterior em que a metodologia VAR foi empregada, demonstrou resposta mais adequada a choques na taxa de juros a fim de compará-lo ao IPCA também no que diz respeito à presença ou ausência de volatilidade.

Gujarati afirma que a susceptibilidade de séries econômicas a eventos exógenos resulta em períodos de elevada oscilação e períodos com oscilação branda:

“... financial time series (...) often exhibit the phenomenon of volatility clustering, that is, periods in which their prices show wide swings for an extended time period followed by periods in which there is relative calm” (GUJARATI, 2000, p. 856)

Deste modo, a análise da volatilidade será conduzida por meio de um instrumental econométrico de séries temporais, cujo enfoque será direcionado à metodologia ARIMA, em especial à procura de efeitos ARCH e GARCH. Pretende-se abordar o período que abrange a adoção do Regime de Metas de Inflação no Brasil (Janeiro de 1999 a Junho de 2010).

3.1 Metodologia ARIMA

A metodologia ARIMA, também conhecida como metodologia Box-Jenkins (BJ), dá ênfase não à construção de um modelo de uma única equação nem aos modelos de equações simultâneas, mas sim à análise das propriedades probabilísticas ou estocásticas das séries temporais sob a filosofia “let the data speak for themselves” (GUJARATI, 2000, p. 837), isto é,

os modelos construídos por essa metodologia não derivam de uma teoria econômica específica; os dados falam por si. Diferentemente das regressões em que Y_t é explicado por X_1, X_2, \dots, X_k , Y_t é explicado por seus próprios valores defasados e termos de erro estocásticos.

Um modelo de série temporal linear ser auto-regressivo para processos estacionários AR (p) ou pode ter médias móveis MA (q). Como Pindyck e Rubinfeld (2004) destacam, no modelo auto-regressivo AR (p), “a observação corrente y_t é gerada por uma média ponderada de observações passadas que recua p períodos, junto com uma perturbação aleatória no período corrente” (PINDYCK e RUBINFELD, 2004, p. 606). Já o modelo de médias móveis é descrito por uma soma ponderada de perturbações aleatórias correntes e defasadas.

3.1.1 POSSÍVEIS MODELOS DENTRO DA METODOLOGIA ARIMA

3.1.1.2 MODELO AUTOREGRESSIVO (AR)

O modelo autoregressivo é constituído pela variável sendo explicada por seus valores defasados e pelo ruído branco. Segue a fórmula geral:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \delta + \varepsilon_t \quad (12)$$

A representação algébrica de um modelo AR(1), ou seja, um modelo no qual a variável é explicada apenas pela sua primeira defasagem e o termo de erro é dada a seguir:

$$Y_t = \Phi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

onde Φ é um parâmetro, o erro tem média zero, variância constante e covariância zero:

$$E(\varepsilon_t) = 0; E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2; E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0 \text{ para } t \neq s.$$

3.1.1.3 MODELO DE MÉDIAS MÓVEIS (MA)

O modelo de médias móveis resulta da combinação de choques aleatórios (ruídos brancos) ocorridos no período corrente e nos períodos passados. A fórmula geral pode ser descrita como

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (14)$$

Um exemplo de médias móveis de primeira ordem, MA(1), é demonstrado a seguir:

$$Y_t = \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} \quad (15)$$

onde θ é um parâmetro.

3.1.1.4 MODELO AUTOREGRESSIVO DE MÉDIAS MÓVEIS (ARMA)

O modelo autoregressivo de médias móveis é uma combinação dos dois modelos anterior, em que Y_t é explicado por seus valores defasados e choques aleatórios presentes e passados. Veja a fórmula geral:

A representação gráfica de um modelo ARMA(1,1) segue:

$$Y_t = \Phi Y_{t-1} + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} \quad (16)$$

3.1.1.5 MODELOS INTEGRADOS AUTORREGRESSIVOS DE MÉDIAS MÓVEIS

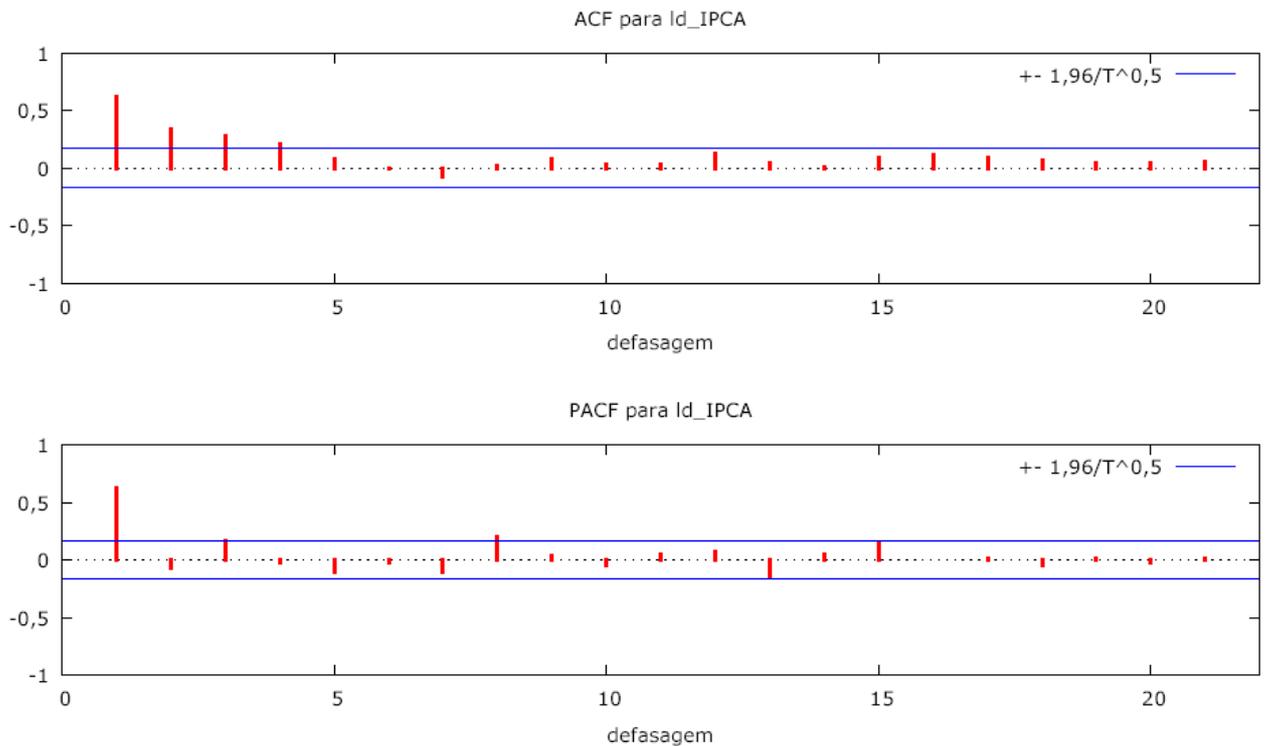
A metodologia Box-Jenkins é utilizada no caso de séries não-estacionárias que se tornam estacionárias após a aplicação de diferenças, sendo o número de diferenças denominado de ordem de integração.

3.2 APLICAÇÃO DA METODOLOGIA ARIMA PARA O IPCA

Este capítulo está fundamentado na utilização da metodologia ARIMA, o que implica, inicialmente, na necessidade de se identificar o modelo correto, sendo as principais ferramentas para tal, a função de autocorrelação (ACF) e a função de autocorrelação parcial (PACF), as quais podem ser analisadas por meio do correlograma obtido através da plataforma *Gretl*.

Tem-se o correlograma do IPCA:

Gráfico 6: Correlograma do IPCA



Fonte: Gretl

Como pode ser observado na tabela abaixo, o modelo AR (1) é uma possibilidade a ser levada em consideração já que “p” (função PACF) está truncado em 1 e “q” (função ACF) apresenta decaimento geométrico. Considerar-se-á também o modelo ARMA (1,1) para que se possa, assim, compará-los e selecionar o modelo mais adequado à série.

Tabela 4: Identificação do Modelo Adequado

Processo	FAC	FACP
AR (p)	Decaimento Geométrico	Truncada em "p"
MA (q)	Truncada em "q"	Decaimento Geométrico
ARMA (p,q)	Decaimento Acentua-se após "q"	Decaimento acentua-se após "p"

Têm-se, então, os modelos a serem estimados:

- **AR(1):**

$$IPCA_t = \Phi IPCA_{t-1} + \varepsilon_t \quad (17)$$

- **ARMA(1,1):**

$$IPCA_t = \Phi IPCA_{t-1} + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} \quad (18)$$

3.2.1 ESTIMAÇÃO DOS MODELOS AR(1) E ARMA (1,1) PARA IPCA

Os resultados das regressões AR(1) e ARMA (1,1) são apresentados nas tabelas abaixo com os respectivos correlogramas dos resíduos:

Tabela 5: Resultados do Modelo AR(1) para IPCA

Modelo AR (1)			Critérios de Informação	
	Coefficiente	P-valor	Akaike	-1163,704
Constante	0,001976	2,50E-05	Schwarz	-1157,879
Φ	0,62815	1,08E-20	Hannan-Quinn	-1161,337

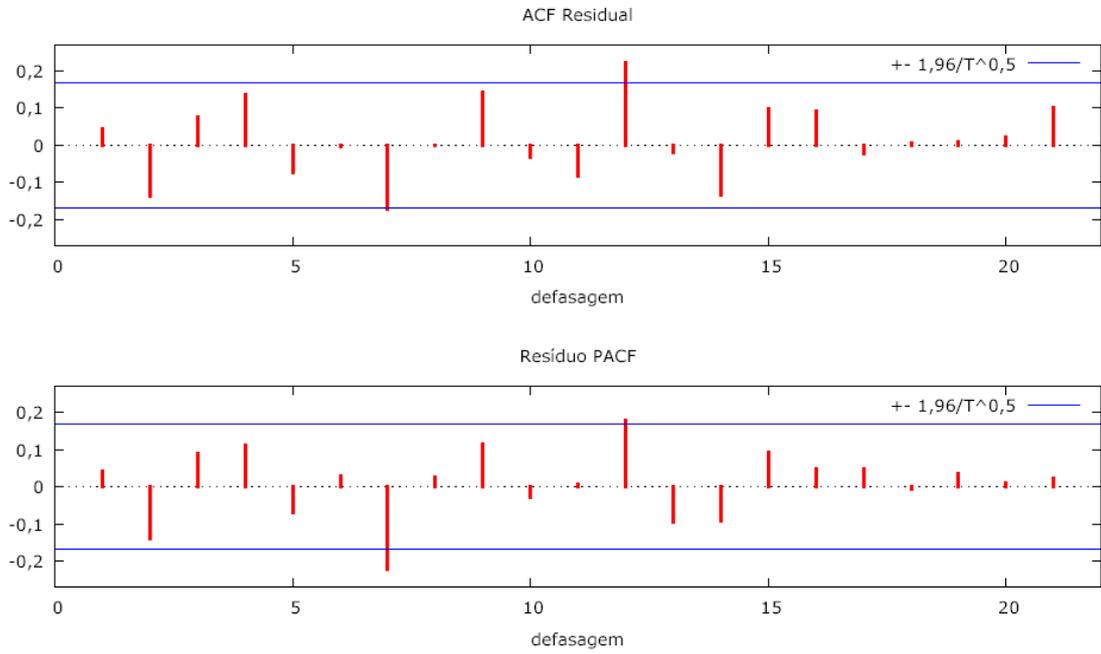
Fonte: *Gretl*

Tabela 6: Resultados do Modelo ARMA(1,1) para IPCA

Modelo ARMA (1,1)			Critérios de Informação	
	Coefficiente	P-valor	Akaike	-1160,785
Constante	0,002559	4,50E-05	Schwarz	-1149,135
Φ	0,522421	2,75E-13	Hannan-Quinn	-1156,051
θ	0,17827	0,0601		

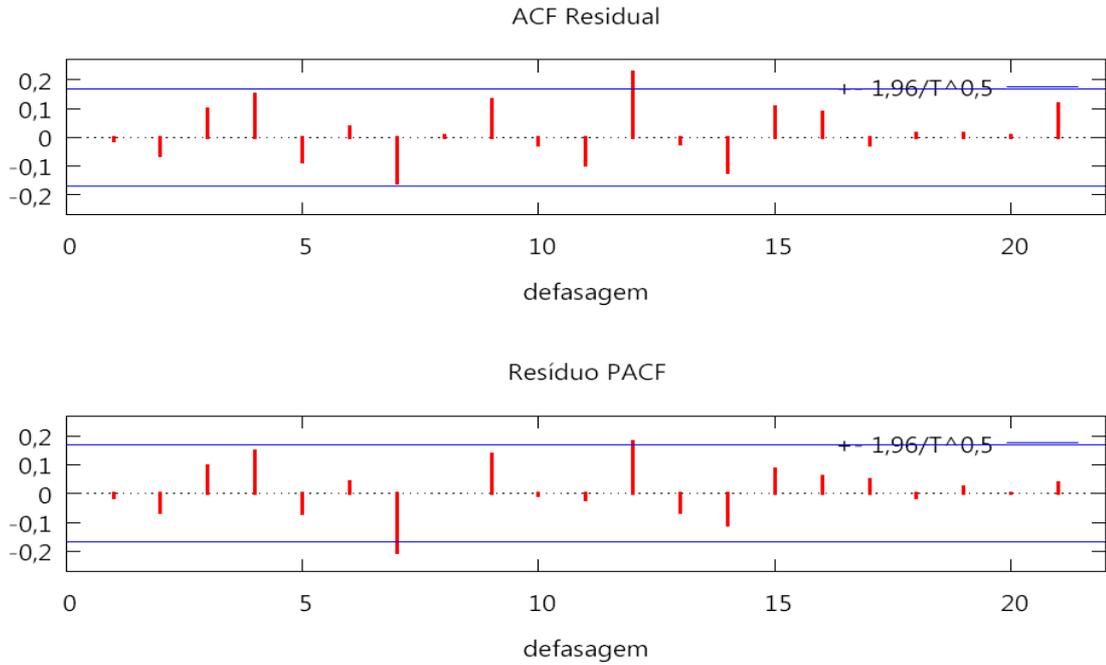
Fonte: *Gretl*

Gráfico 7: Correlograma dos Resíduos do Modelo AR(1) para IPCA



Fonte: Gretl

Gráfico 8: Correlograma dos Resíduos do Modelo ARMA(1,1) para IPCA



Fonte: Gretl

3.2.2 ANÁLISE DOS RESULTADOS

- **Parâmetros**

No que concerne ao parâmetro Φ , no modelo AR (1), esse é significativo a 1%, uma vez que o p-valor é menor que 0,01. Já o modelo ARMA (1,1) apresenta o parâmetro Φ significativo a 1% e o parâmetro θ significativo a apenas 10%.

- **Critérios de Informação**

No que se refere aos critérios de informação, o modelo AR (1) apresenta valores menores, o que indica ser o modelo mais adequado.

- **Correlograma dos Resíduos**

O correlograma dos resíduos dos dois modelos indica que o termo de erro é ruído branco, ou seja, quando cada valor da série possui média zero, variância constante, e não apresenta correlação serial, não sendo, portanto, um critério que indique o modelo mais adequado.

- **Conclusão**

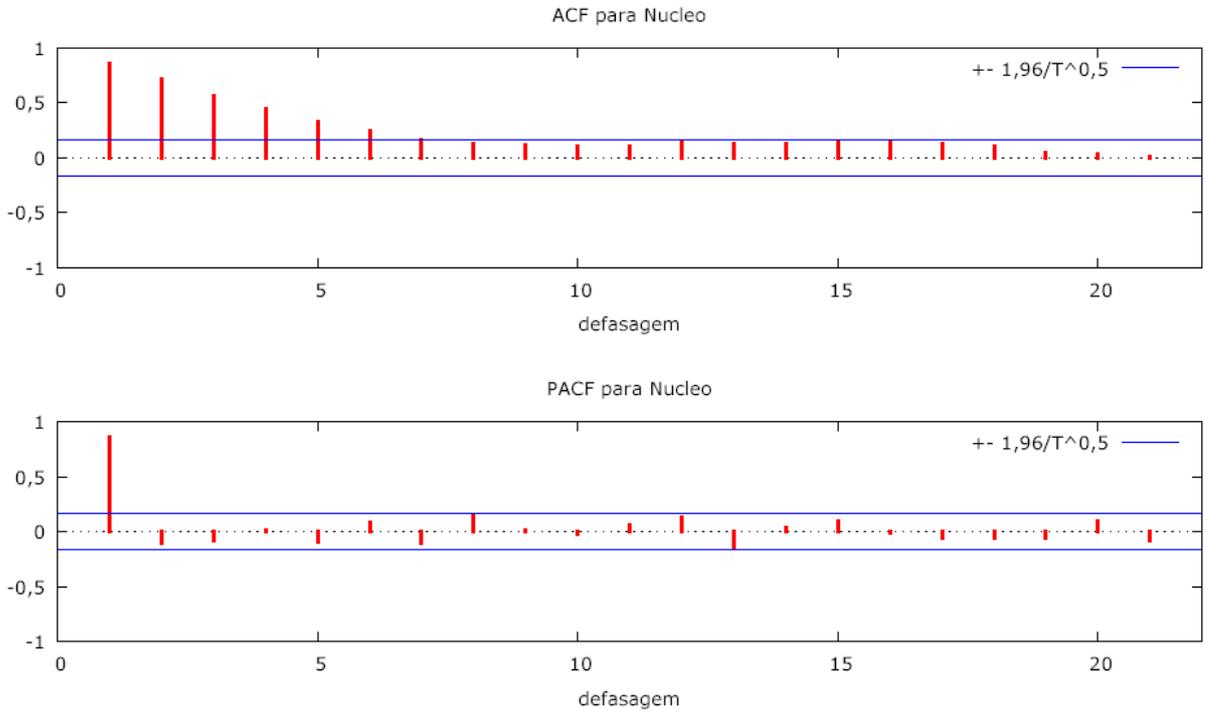
Diante dos três critérios descritos acima, pode-se concluir que o modelo mais adequado é o AR(1).

3.3 APLICAÇÃO DA METODOLOGIA ARIMA PARA O NÚCLEO DA INFLAÇÃO MEDIDO PELO IPCA

A fim de identificar o modelo correto, utilizar-se-ão as funções de autocorrelação (ACF) e de autocorrelação parcial (PACF), as quais podem ser analisadas por meio do correlograma obtido através da plataforma *Gretl*.

Tem-se o correlograma do Núcleo da Inflação:

Gráfico 9: Correlograma do Núcleo da Inflação (IPCA)



Fonte: Gretl

Com a finalidade de se obter o modelo mais adequado à série, é preciso analisar os correlogramas a partir da tabela a seguir:

No que concerne à identificação do modelo ideal a partir do correlograma apresentado acima, pode-se afirmar que a função ACF apresenta decaimento geométrico enquanto a função PACF é truncada em 1. Considerar-se-á também o modelo ARMA (1,1) para compará-los e selecionar o modelo mais adequado à série.

Têm-se, então, os modelos a serem estimados:

- **AR(1):**

$$Núcleo(IPCA)_t = \Phi Núcleo(IPCA)_{t-1} + \varepsilon_t \tag{19}$$

- **ARMA(1,1):**

$$Núcleo(IPCA)_t = \Phi Núcleo(IPCA)_{t-1} + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} \tag{20}$$

3.3.1 ESTIMAÇÃO DOS MODELOS AR(1) E ARMA (1,1) PARA NÚCLEO DA INFLAÇÃO (IPCA)

Os resultados das regressões AR(1) e ARMA (1,1) são apresentados nas tabelas abaixo com os respectivos correlogramas dos resíduos:

Tabela 7: Resultados do Modelo AR(1) para Núcleo da Inflação

Modelo AR (1)			Critérios de Informação	
	Coefficiente	P-valor	Akaike	-77,09703
Constante	0,0707405	0,0111	Schwarz	-71,25707
Φ	0,862185	2,09e-087	Hannan-Quinn	-74,72382

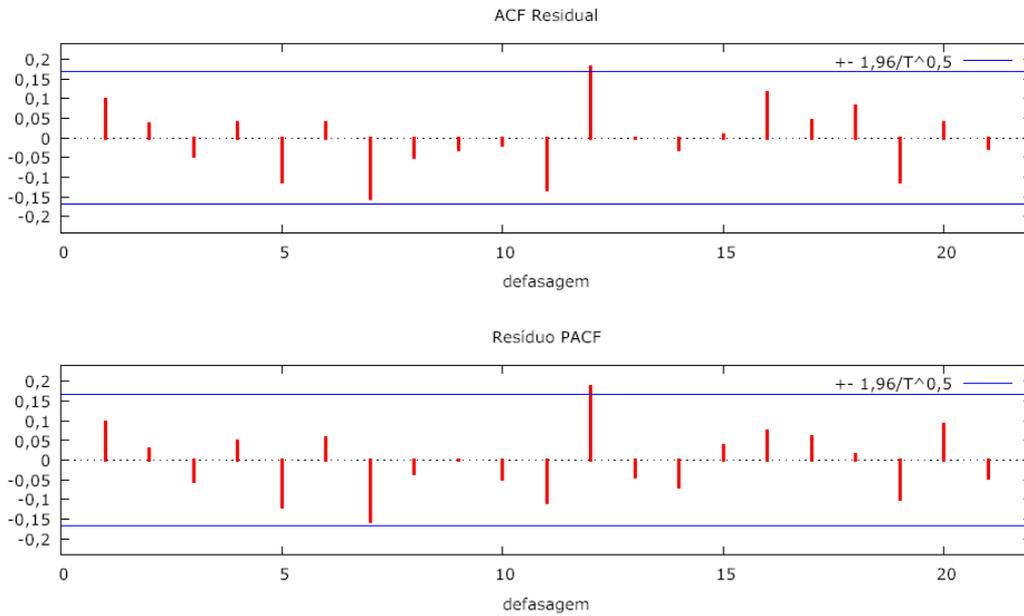
Fonte: *Gretl*

Tabela 8: Resultados do Modelo AR(1) para Núcleo da Inflação

Modelo ARMA (1,1)			Critérios de Informação	
	Coefficiente	P-valor	Akaike	-74,60599
Constante	0,0854753	0,0093	Schwarz	-62,92606
Φ	0,834284	4,67e-111	Hannan-Quinn	-69,85955
θ	0,111624	0,1524		

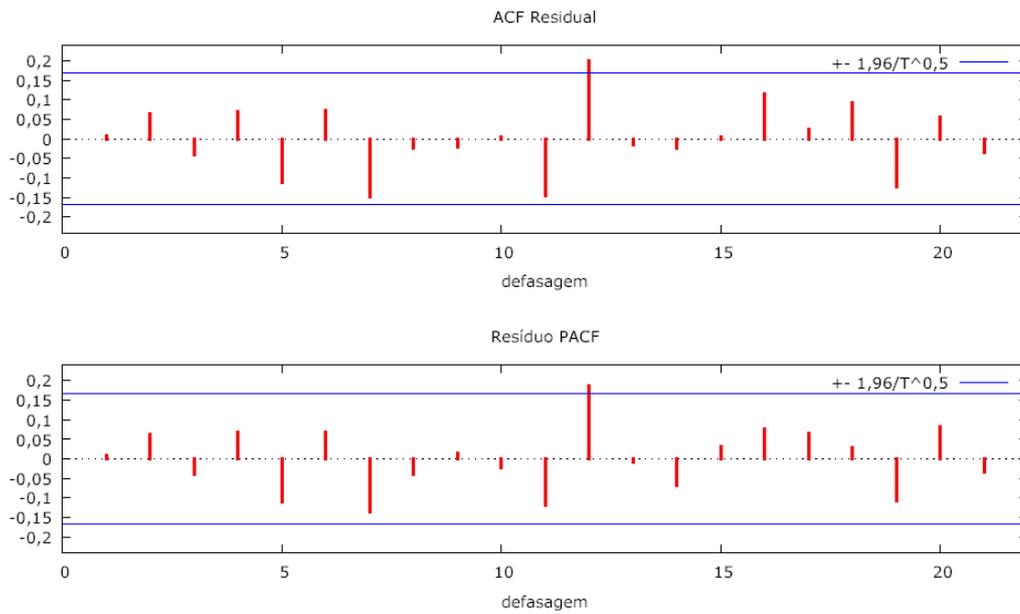
Fonte: *Gretl*

Gráfico 10: Correlograma dos Resíduos do Modelo AR(1) para Núcleo da Inflação



Fonte: *Gretl*

Gráfico 11: Correlograma dos Resíduos do Modelo ARMA(1,1) para Núcleo da Inflação



Fonte: *Gretl*

3.3.2 ANÁLISE DOS RESULTADOS

- **Parâmetros**

No que concerne ao parâmetro Φ , no modelo AR (1), esse é significativo a 1%, uma vez que o p-valor é menor que 0,01. Já o modelo ARMA (1,1) apresenta o parâmetro Φ significativo a 1% e o parâmetro θ não é significativo a 10%.

- **Crítérios de Informação**

No que se refere aos critérios de informação, o modelo AR (1) apresenta valores menores, o que indica ser o modelo mais adequado.

- **Correlograma dos Resíduos**

O correlograma dos resíduos dos dois modelos indica que o termo de erro é ruído branco, ou seja, quando cada valor da série possui média zero, variância constante, e não apresenta correlação serial, não sendo, portanto, um critério que indique o modelo mais adequado.

- **Conclusão**

Diante dos três critérios descritos acima, pode-se concluir que o modelo mais adequado é o AR(1).

3.4 TESTE DE VOLATILIDADE

De acordo com Gujarati (2004), a estimação de uma série que apresenta volatilidade pode ser realizada por meio dos modelos ARCH (Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva) ou GARCH (Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva Generalizada). Em ARCH, há modelagem de uma série cuja heterocedasticidade pode possuir uma estrutura autorregressiva observada em diferentes períodos que podem estar correlacionados.

Em Garch, a variância condicional do termo de erro no período t depende não somente do termo de erro ao quadrado, tal qual no modelo ARCH, mas também da variância condicional no período anterior. Este modelo pode ser generalizado como um GARCH (p,q), no qual há p termos de erro ao quadrado defasados e q termos de variância condicional defasados.

O ARCH e o GARCH são especialmente úteis na análise de séries temporais financeiras, tais como o preço de ações, taxa de inflação e taxa de câmbio. Uma característica que os distingue é que a variância do erro pode estar correlacionada no tempo.

Diante disso, realizar-se-á o teste que indica a presença dos efeitos descritos acima, isto é, propõe-se a possível identificação de um caráter volátil no IPCA e no Núcleo. Para tal, a seguinte fórmula será aplicada:

$$Q = \frac{T(T+2) \sum_{i=1}^n \rho_i}{T-i} \quad (15)$$

3.4.1 VOLATILIDADE DO IPCA

A partir da estimação do modelo AR(1), obteve-se os resíduos quadrados e, então, por meio de Mínimos Quadrados Ordinários, realizou-se a regressão de tais resíduos em função dos mesmos com 12 períodos de defasagem. Em seguida, multiplicou-se o R² (0,036261) da regressão pelo número de observações (124). O valor encontrado foi 4,496364, o qual é menor do que o valor crítico tabelado (Qui-Quadrado) em nível de significância de 5% –95,7046-, acarretando na não rejeição da hipótese nula, cuja asserção é de que não há efeito ARCH ou GARCH, o que representa a ausência de volatilidade.

3.4.2 VOLATILIDADE DO NÚCLEO DA INFLAÇÃO (IPCA)

O mesmo procedimento foi realizado com o Núcleo da Inflação de modo que o R² obtido foi 0,100143, o qual foi multiplicado pelo número de observações que, no caso, é 125, resultando em 12,517875. Este número é menor do que o valor crítico tabelado (Qui-Quadrado) em nível de significância de 5% – 95,7046 -, acarretando na não rejeição da hipótese nula, cuja asserção é de que não há efeito ARCH ou GARCH, o que representa a ausência de volatilidade.

Conclusão

O presente trabalho analisou a adequação do Regime de Metas Inflacionárias tal qual tem sido adotado no Brasil, por meio de modelos econométricos. Primeiramente, utilizou-se a metodologia VAR (Vetores Auto-Regressivos) a fim de constatar as implicações de se lançar mão de medidas restritivas para conter o nível de preços dentro do intervalo pré-estabelecido. Buscou-se ainda comparar o índice de preços empregado no Brasil como parâmetro para a inflação, o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), e uma possível alternativa que seria a adoção do Núcleo da Inflação medido através do IPCA.

Após a condução dos testes, constatou-se que a adoção do IPCA como índice de referência para tais metas parece relativamente inadequado na medida em que exige variações acentuadas na taxa de juros para conter a demanda agregada e manter, dessa forma, a estabilidade do nível de preços. A utilização do Núcleo da Inflação resulta em custos sociais menores, de acordo com os testes realizados.

Tal se deve à característica da economia brasileira de estar sujeita às bruscas reversões dos fluxos internacionais de capitais, o que acarreta em desvalorizações da moeda, exigindo um índice de preços que expurgue alguns itens cuja volatilidade é maior. Desse modo, os custos sociais não seriam tão elevados na medida que variações na taxa de juros seriam empregadas com menor frequência.

No que concerne aos testes para mensurar a volatilidade, esses buscaram encontrar os efeitos ARCH e GARCH nos índices de preços IPCA e Núcleo da Inflação. Entretanto, ambos os índices apresentaram ausência de efeitos ARCH e GARCH, o que aponta para o fato de que a partir desta perspectiva, não há um índice de preços que se apresente como mais adequado para o Regime de Metas Inflacionárias.

BIBLIOGRAFIA

ARESTIS, P., PAULA, L.F. e FERRARI FILHO, F. A nova política monetária: uma análise do regime de metas de inflação no Brasil. *Revista Economia e sociedade*. Campinas, vol.18, nº1, p. 1-30, abril de 2009.

BALL, L.; SHERIDAN, N. Does inflation targeting matter? *NBER Working Paper Series*, n. 9577, p. 1-47, 2003.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Relatório de Inflação*. Depec e Depep. Brasília, vários números.

_____. *Resenha Econômica*. Depec e Depep. Brasília, vários números.

_____. *Relatório Anual*. Depec e Depep. Brasília, vários números.

BARRO, R e GORDON, D. Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, v. XII, p. 101-121, July, 1993.

BLANCHARD, O. *Macroeconomics*. New Jersey: Prentice Hall, 2007.

CARDIM DE CARVALHO, F. J. et al. *Economia monetária e financeira*. Rio de Janeiro: Elsevier: Campus, 2007.

DELFIN NETTO, A. Sobre as metas inflacionárias. *Revista de Economia Aplicada*, vol.3, nº 3, p.357-382, 1999.

DICKEY, D. e FULLER, W. A. Distribution of the estimates for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, p. 427-431, June, 1979.

DICKEY, D. e FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, p. 1057-1072, July, 1981.

EICHENGREEN, B. Can emerging markets float? Should they inflation target? *Working Paper Series*. Brasília: Banco Central do Brasil, fev. de 2002, p. 1-46, 2002.

ENDERS, W. *Applied econometric time series*. New York: John Wiley & Sons, 2004.

ENGLE, R. e GRANGER, C. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251-276, Mar, 1987.

FARHI, M. “Metas de inflação e o medo de crescer”. In: *Política Econômica em Foco*. Campinas: IE-Unicamp, nº 4, seção III, p.73-91, maio-outubro de 2004.

FERREIRA, A. B. *Metas para a Inflação e Vulnerabilidade Externa: Um Estudo do Brasil*. Minas Gerais: Tese –UFMG/Cedeplar, 2004.

- FIGUEIREDO, F. M. R. e FERREIRA, T. P. Os preços administrados e a inflação no Brasil. *Working Paper - Banco Central do Brasil*. Brasília, n° 59, 2002.
- FRAGA et al.. Inflation targeting in emerging market economies. *Working Paper - Banco Central do Brasil*. Brasília, n° 76, 2003.
- FROYEN, Richard T. *Macroeconomia*. São Paulo: Editora Saraiva, 1999.
- GRANGER, C. e NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, v. 2, p. 111-120, 1974.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. New Jersey: Prentice Hall, 2000.
- GUJARATI, Damodar. *Econometria Básica*. São Paulo: Makron Books, 2000.
- HAMILTON, J. T. *Time series analysis*. Princeton: Princeton University Press, 1994.
- HENDRY, D. F. e ERICSON, N. R. Modeling the demand for narrow money in the United Kingdom and the United States. *European Economic Review*, v. 35, p. 833-836, 1991.
- HODRICK, R. e PRESCOTT, E. Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 29, n° 1, p. 1-16, Feb, 1997.
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Disponível em: <www.ibge.gov.br>.
- IPEADATA. Disponível em: <www.ipeadata.gov.br>.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of co-integration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, v. 12, p. 231-254, junho-setembro, 1988.
- JOHNSTON, J. e DINARDO, J. *Econometric methods*. New York: Mc Graw Hill, 1997.
- KYDLAND, F. E. e PRESCOTT, E. Rules than discretion: the inconsistency of optimal rules. *Journal of Political Economy*, 85, 473-492, Jun, 1977.
- LUCAS, R. E. Jr. Expectations and the neutrality of money. *Journal of Economic Theory*, 4, p. 103-124, Apr, 1972.
- LUCAS, R. E. Jr. e SARGENT, T. (eds) *Rational expectations and econometric practice*. Minneapolis: The University of Minnesota Press, 1981.
- MACKINNON, J. Critical values for cointegration tests. In: ENGLE, R. F. e GRANGER, C. W. (eds.) *Long run economic relationships: readings in cointegration*. New York: Oxford University Press, 1991.
- MADDALA, G.S. *Introdução à Econometria*. Rio de Janeiro: LTC, 2003.
- MINELLA, A. et al.. Inflation targeting in Brazil: Constructing credibility under exchange rate volatility. *Working Paper - Banco Central do Brasil*, n° 77, 2003.

- MENDONÇA, H. F. A teoria da credibilidade da política monetária. *Revista de Economia Política*. Vol. 22, número 3 (87), p. 46-64, julho-setembro, 2002.
- MENDONÇA, H.F. Mensurando a credibilidade do regime de metas inflacionárias no Brasil. *Revista Economia e Política*, vol.24 nº 3, julho/ setembro 2004.
- MODENESI, A. M. *Regimes Monetários: Teoria e Experiência do Real*. Rio de Janeiro: Manole, 2005.
- _____. *Regimes Monetários: Fundamentos Teóricos e a Experiência do Plano Real*. Niterói: Tese – UFF, 2003.
- MORETTIN, P. A. e TOLOI, C. M. C. *Análise de séries temporais*. São Paulo: Edgard Blücher, 2004.
- MUTH, J. Rational expectations and the theory of price movements. *Econometrica*, 39, p. 315-334, Jul, 1961.
- PERSSON, T. e TABELLIN, G. “Introduction”. In: *Monetary and Fiscal Policy – Vol.1: Credibility*. Cambridge(Mass): MIT Press, 1994.
- ROGOFF, K. The optimal degree of commitment to an intermediate monetary target. *Quarterly Journal of Economics*, C, p. 1169-1189, 1985.
- SARGENT, T. J e WALLACE, N. Rational expectations, the optimal monetary instrument, and the optimal money supply rule. *Journal of Political Economy*, 83, p. 241-254, Apr, 1975.
- SICSÚ, J. Flutuação cambial e taxa de juros no Brasil. *Revista de Economia Política*. Vol. 22, número 3, julho-setembro, 2002.
- SICSÚ, J. Políticas não monetárias de controle da inflação: uma proposta pós-keynesiana. *Análise Econômica*. ano 21, número 39, p. 115-136, 2003.
- SICSÚ, J. e FERRARI FILHO, F. *Câmbio e controle de capitais*. Rio de Janeiro: Campus, 2006.
- STOCK, James H.; WATSON, Mark W. *Econometria*. São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2004.
- WALSH, C. E. Optimal contracts for Central Bankers. *American Economic Review*, v. 85, nº 1, p. 150-167, março, 1995.